

Nº 92-370-XPB au catalogue

Couverture

Rapports techniques du recensement de 1996

96

RECENSEMENT

Statistique Canada | Statistics Canada

Canada

Des données sous plusieurs formes

Statistique Canada diffuse les données sous formes diverses. Outre les publications, des totalisations habituelles et spéciales sont offertes. Les données sont disponibles sur Internet, disque compact, disquette, imprimé d'ordinateur, microfiche et microfilm, et bande magnétique. Des cartes et d'autres documents de référence géographiques sont disponibles pour certaines sortes de données. L'accès direct à des données agrégées est possible par le truchement de CANSIM, le système de base de données ordinolingue et d'extraction de Statistique Canada.

Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet du présent produit ou au sujet de statistiques ou de services connexes doit être adressée à l'un des centres de consultation régionaux de Statistique Canada suivants :

Halifax	(902) 426-5331	Regina	(306) 780-5405
Montréal	(514) 283-5725	Edmonton	(780) 495-3027
Ottawa	(613) 951-8116	Calgary	(403) 292-6717
Toronto	(416) 973-6586	Vancouver	(604) 666-3691
Winnipeg	(204) 983-4020		

Vous pouvez également visiter notre site sur le Web : http://www.statcan.ca

Un service d'appel interurbain sans frais est offert à **tous les utilisateurs qui habitent à l'extérieur des zones de communication local**e des centres de consultation régionaux.

Service national de renseignements	**1 800 263-1136**
Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	**1 800 363-7629**
Numéro pour commander seulement (Canada et États-Unis)	**1 800 267-6677**
Numéro pour commander par télécopieur (Canada et États-Unis)	**1 877 287-4369**

Renseignements sur les commandes et les abonnements

Les prix ne comprennent pas les taxes de vente

Le produit n° 92-370-XPB au catalogue est offert au coût de 15 $ par copie au Canada. À l'extérieur du Canada, le coût est de 15 $ US par copie. Veuillez commander par la poste, en écrivant à Statistique Canada, Division de la diffusion, Gestion de la circulation, 120, avenue Parkdale, Ottawa (Ontario) K1A 0T6; par téléphone, en composant le **(613) 951-7277** ou le **1 800 700-1033**; par télécopieur, en composant le **(613) 951-1584** ou le **1 800 889-9734**; ou par Internet, en vous rendant à order@statcan.ca. Lorsque vous signalez un changement d'adresse, veuillez nous fournir l'ancienne et la nouvelle adresse. On peut aussi se procurer les produits de Statistique Canada auprès des agents autorisés, dans les librairies et dans les bureaux régionaux de Statistique Canada.

Le présent produit est aussi offert sur Internet au n° 92-370-XIF au catalogue.

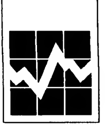
Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois et dans la langue officielle de leur choix. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec le centre de consultation régional de Statistique Canada le plus près de chez vous.

ISBN 0-660-60570-8

9 780660 605708

92-370-XPB96000



Statistique Canada

Couverture

Rapports techniques du recensement de 1996

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

Décembre 1999

N° 92-370-XPB au catalogue

ISBN 0-660-60570-8

Ottawa

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Données de catalogage avant publication (Canada)

Vedette principale au titre :

Couverture

(Rapports techniques du recensement de 1996)
Texte en français et en anglais disposé tête-bêche.
Titre de la p. de t. addit. : Coverage.
ISBN 0-660-60570-8
CS92-370-XPB

1. Recensement – Sous-estimations – Canada.
2. Canada – Recensement, 1996 – Méthodes statistiques.
I. Statistique Canada. II. Titre : Coverage. III. Collection.

HA741.5 1996 C68 1999 304.6'0971'021
C99-988042-XF

Pour citer ce document

Statistique Canada. Couverture.
Rapports techniques du recensement de 1996.
Ottawa : Industrie Canada, 1999.
Numéro 92-370-XPB au catalogue.

Table des matières

Page

Page

Liste des tableaux

Page

I. Introduction

Le recensement de 1996 a nécessité la participation de l'ensemble de la population canadienne, soit environ 29 millions de personnes réparties sur un territoire couvrant 9,2 millions de kilomètres carrés. Même si des normes de qualité rigoureuses régissent la collecte et le traitement des données, il est impossible de supprimer toutes les erreurs. Afin d'aider les utilisateurs à évaluer l'utilité des données du recensement en fonction de leurs besoins, la série des *Rapports techniques du recensement de 1996* explique le cadre théorique et les définitions ayant servi à mener le recensement, de même que les méthodes de collecte des données et les méthodes de traitement employées. De plus, elle couvre les principales sources d'erreur, y compris, dans la mesure du possible, la taille de ces erreurs, ainsi que les circonstances inhabituelles pouvant limiter l'utilité ou l'interprétation des données du recensement. À l'aide de ces renseignements, les utilisateurs peuvent évaluer les risques entourant des conclusions ou des décisions fondées sur les données du recensement.

Ce *Rapport technique du recensement de 1996* porte sur les **erreurs de couverture**, qui sont survenues lorsque des personnes, des ménages, des logements ou des familles ont été omis lors du recensement ou dénombrés par erreur. Les erreurs de couverture constituent l'un des plus importants types d'erreur lors du recensement, étant donné qu'elles touchent non seulement la précision des chiffres des divers univers du recensement mais aussi la précision de toutes les données du recensement portant sur les caractéristiques de ces univers. **Les utilisateurs des données du recensement devraient savoir que la présence d'erreur de couverture au recensement de 1996 signifie que les totalisations peuvent présenter les résultats d'un dénombrement incomplet. Cette mise en garde vaut particulièrement au sein des groupes qui présentent de fortes erreurs de couverture. Les utilisateurs sont priés de voir le chapitre IV pour obtenir des estimations de l'ampleur de l'erreur de couverture de la population et des ménages selon diverses variables démographiques et géographiques.**

Le chapitre II définit les univers que le recensement tente de couvrir. Le chapitre III décrit les procédures de collecte et de traitement au cours desquelles les erreurs de couverture peuvent survenir, ainsi que les démarches entreprises en vue de contrôler de telles erreurs. Le chapitre V donne une vue d'ensemble du Programme de mesure de l'erreur de couverture pour le recensement de 1996, alors que les chapitres VI à IX décrivent la méthodologie et les résultats de chacune des études sur la couverture. Le chapitre X montre de quelle façon les résultats des quatre études sont jumelés pour former les estimations de l'erreur de couverture et donne d'autres estimations de l'erreur de couverture du recensement de 1996. Le chapitre XI fournit une perspective chronologique et le chapitre XII présente l'évaluation de la plus vaste étude sur la couverture : la contre-vérification des dossiers.

Le présent rapport a été préparé par Chantal Belley, Colleen Clark, Belinda Ha, Karen Switzer et Jocelyn Tourigny de la Division des méthodes d'enquêtes sociales, avec le concours du personnel de la Division des opérations du recensement, de la Division de la démographie et de la Division des méthodes d'enquêtes sociales.

Les utilisateurs trouveront des renseignements supplémentaires sur les concepts, les variables et la géographie du recensement dans le *Dictionnaire du recensement de 1996* (n° 92-351-XPF au catalogue), de même qu'un aperçu du processus de recensement dans *Le recensement de 1996 en bref* (n° 92-352-XPF au catalogue).

II. Univers du recensement

A. Introduction

Les cinq univers suivants ont été dénombrés au recensement de 1996 :

1. l'univers de la population;
2. l'univers des logements;
3. l'univers des ménages;
4. l'univers des familles de recensement;
5. l'univers des familles économiques.

Le Programme de mesure de l'erreur de couverture de 1996 a porté principalement sur les univers de la population, des logements et des ménages.

Le reste de ce chapitre est consacré aux définitions des divers univers en vue de fournir un cadre de référence par rapport auquel les erreurs de couverture peuvent être mesurées. Les lecteurs sont invités à consulter le *Dictionnaire du recensement de 1996* qui contient plus de détails sur les variables associées à chacun des univers.

B. Univers de la population

L'univers de la population du recensement de 1996 comprend les groupes de personnes suivants :

- les citoyens canadiens et les immigrants reçus ayant un lieu de résidence habituel au Canada;
- les citoyens canadiens et les immigrants reçus qui sont à l'extérieur du Canada comme employés du gouvernement canadien (fédéral ou provincial) ou membres des Forces armées canadiennes, ainsi que leur famille;
- les citoyens canadiens et les immigrants reçus qui sont en mer ou dans des ports à bord de navires marchands battant pavillon canadien;
- les résidents non permanents :
  - les personnes qui demandent le statut de réfugié;
  - les personnes au Canada qui détiennent un permis de séjour pour étudiants (les étudiants étrangers, les titulaires d'un visa pour étudiants);
  - les personnes au Canada qui détiennent un permis de travail (les travailleurs étrangers, les titulaires d'un permis de travail);
  - les personnes au Canada qui détiennent un permis ministériel (y compris les prolongations);
  - toutes les personnes nées à l'extérieur du Canada et qui sont à la charge de personnes revendiquant le statut de réfugié ou de personnes titulaires d'un permis de séjour pour étudiants, d'un permis de travail ou d'un permis ministériel.

Les groupes de personnes suivants, qui, ensemble, constituent la catégorie des résidents étrangers, n'ont pas été inclus dans l'univers de la population du recensement de 1996 :

- les représentants du gouvernement d'un autre pays qui sont affectés à l'ambassade, au haut-commissariat ou à toute autre mission diplomatique de ce pays au Canada, et leur famille;
- les membres des forces armées d'un autre pays en poste au Canada, et leur famille;
- les résidents d'un autre pays en visite au Canada temporairement.

Depuis le recensement de 1991, les résidents non permanents sont inclus dans l'univers de la population. Auparavant, les résidents non permanents étaient considérés comme des résidents étrangers et n'étaient pas inclus dans l'univers de la population. Les utilisateurs doivent tenir compte de ce fait lorsqu'ils établissent des comparaisons entre les données des recensements de 1991 et de 1996 et celles des recensements antérieurs.

Les définitions qui figurent ci-dessus indiquent quelles personnes doivent être incluses dans le recensement, mais elles ne font pas état de l'endroit où ces personnes doivent être dénombrées. À cette fin, le recensement du Canada fait appel à la méthode de dénombrement *de jure*, selon laquelle les personnes doivent être dénombrées à leur lieu habituel de résidence même si elles en sont temporairement absentes au moment de la tenue du recensement. Les personnes qui sont absentes de leur lieu habituel de résidence au moment du recensement et qui résident ailleurs au Canada sont appelées **résidents temporaires** (à ne pas confondre avec « résidents non permanents », concept qui se rapporte au statut légal de la personne pendant son séjour au Canada). Les personnes qui n'ont pas de lieu habituel de résidence doivent être dénombrées là où elles se trouvent le jour du recensement. D'autres pays utilisent la méthode *de facto*, selon laquelle les personnes doivent être dénombrées à l'endroit où elles se trouvent le jour du recensement quel que soit leur lieu habituel de résidence.

C. Univers des logements

Un logement est un ensemble de pièces d'habitation qu'une personne ou un groupe de personnes habitent ou pourraient habiter. Seuls les logements situés au Canada sont inclus dans l'univers des logements. Il existe deux types de logement :

- Un logement privé est un ensemble distinct de pièces d'habitation ayant une entrée privée donnant sur l'extérieur ou sur un corridor, un hall, un vestibule ou un escalier commun à l'intérieur. L'entrée doit donner accès au logement sans que l'on ait à passer par les pièces d'habitation de quelqu'un d'autre.

- Un logement collectif est un établissement commercial, institutionnel ou communautaire que le recenseur peut identifier comme tel grâce à une enseigne ou en s'adressant à la personne qui en a la charge, à un résident, à un voisin, etc. Sont inclus dans cette catégorie les pensions et maisons de chambre, les hôtels, motels et maisons de chambres pour touristes, les maisons de repos, les hôpitaux, les résidences de personnel, les casernes, les camps de chantier, les prisons, les centres d'accueil, les foyers collectifs, etc.

Ces deux types de logements peuvent être classés dans des catégories plus détaillées :

- Les logements privés peuvent être classés comme logements privés ordinaires, logements marginaux ou logements en construction. Les logements privés ordinaires se subdivisent en trois catégories : logements occupés par des résidents habituels, logements occupés par des résidents étrangers ou temporaires seulement et les logements inoccupés. Les logements marginaux et les logements en construction sont classés comme logements occupés par des résidents habituels ou comme logements occupés par des résidents étrangers ou temporaires seulement. Les logements marginaux et les logements en construction inoccupés le jour du recensement ne sont pas inclus dans l'univers des logements.

- Les logements collectifs sont classés comme logements occupés par des résidents habituels, logements occupés par des résidents étrangers ou temporaires seulement et logements collectifs inoccupés. Dans le cas des logements collectifs inoccupés, des données ont été recueillies, mais ne sont pas incluses dans les produits du recensement.

En résumé, l'univers des logements inclut :

- les logements privés ordinaires occupés par des résidents habituels;
- les logements privés ordinaires occupés par des résidents étrangers ou temporaires seulement;
- les logements privés ordinaires inoccupés;
- les logements marginaux et les logements en construction en autant qu'ils étaient occupés le jour du recensement;
- les logements collectifs occupés par des résidents habituels;
- les logements collectifs occupés par des résidents étrangers ou temporaires seulement.

L'univers des logements n'inclut pas :

- les logements marginaux et les logements en construction inoccupés le jour du recensement;
- les logements collectifs inoccupés le jour du recensement;
- les logements situés à l'extérieur du Canada.

D. Univers des ménages

Un « ménage » est une personne ou un groupe de personnes, autres que les résidents étrangers ou temporaires, occupant un même logement et n'ayant pas de lieu habituel de résidence ailleurs au Canada. Il peut se composer d'un groupe familial (famille de recensement) avec ou sans autres personnes hors famille de recensement, de deux familles ou plus partageant le même logement, d'un groupe de personnes non apparentées ou d'une personne vivant seule. Les membres du ménage temporairement absents le jour du recensement sont considérés être membres du ménage à leur lieu habituel de résidence. Aux fins du recensement, chaque personne est membre d'un seul et unique ménage.

Les ménages sont classés en trois genres selon le type de logement dans lequel ils résident : ménages privés, ménages collectifs et ménages à l'extérieur du Canada. Il faut prendre note que les ménages à l'extérieur du Canada ne sont pas associés à un logement, car les logements situés à l'extérieur du Canada ne sont pas compris dans l'univers des logements. La plupart des données du recensement diffusées sur les ménages portent sur les ménages privés seulement.

E. Univers des familles de recensement

Une « famille de recensement » est :

- un couple actuellement marié avec ou sans fils et/ou filles jamais mariés des deux conjoints ou de l'un d'eux habitant dans un même logement;
- un couple vivant en union libre avec ou sans fils et/ou filles jamais mariés des deux partenaires ou de l'un d'eux;
- un parent seul, quel que soit son état matrimonial, demeurant avec au moins un fils ou une fille jamais marié dans le même logement.

Les données sur les familles de recensement ne sont recueillies que pour les personnes dans les ménages privés, les ménages collectifs huttérites et les ménages à l'extérieur du Canada.

F. Univers des familles économiques

Une famille économique est un groupe de deux personnes ou plus qui vivent dans le même logement et qui sont apparentées par le sang, par alliance, par union libre ou par adoption. Les données sur les familles économiques ne sont recueillies que pour les personnes dans les ménages privés et les ménages collectifs huttérites.

G. Liens existant entre les univers

Le tableau 2.1 présente une récapitulation des trois univers de base selon l'emplacement du logement (au Canada ou à l'extérieur du Canada), le classement du logement (privé ou collectif) et son occupation/inoccupation. On indique si chaque groupe dans le tableau est inclus dans l'univers ou s'il en est exclu. Par exemple, les employés du gouvernement canadien vivant à l'étranger avec leur famille sont inclus dans les univers de la population et des ménages, mais ils sont exclus de l'univers des logements. Les catégories signalées par un astérisque (*) correspondent à des groupes pour lesquels les données sont recueillies mais qui sont exclus de la plupart des produits du recensement.

Tableau 2.1 Les univers de la population, des ménages et des logements et les liens existant entre eux

	Population	Ménages	Logements
Logements au Canada			
1. Logements privés – ordinaires			
• occupés par des résidents habituels	I	I	I
• occupés par des résidents étrangers ou temporaires seulement	E	E	I*
• inoccupés	-	-	I*
2. Logements privés – marginaux ou en construction			
• occupés par des résidents habituels	I	I	I
• occupés par des résidents étrangers ou temporaires seulement	E	E	I*
• inoccupés	-	-	E
3. Logements collectifs			
• occupés par des résidents habituels	I	I*	I*
• occupés par des résidents étrangers ou temporaires seulement	E	E	I*
• inoccupés	-	E	E*
4. Additions aléatoires à la suite de la vérification des logements inoccupés	I	I	I
Logements situés à l'extérieur du Canada			
5. Citoyens canadiens et immigrants reçus qui sont à l'étranger, dans une base militaire ou en mission diplomatique	I	I*	E
6. Citoyens canadiens et immigrants reçus qui sont en mer ou dans des ports à bord de navires marchands battant pavillon canadien	I	I*	E

I = inclus, E = exclus, - = sans objet
* indique que les données ont été recueillies, mais ne sont pas incluses dans la plupart des produits.

H. Erreurs de couverture

Les erreurs de couverture sont des erreurs qui ont une incidence sur l'exactitude des chiffres des divers univers du recensement. Il existe deux genres d'erreurs de couverture : les erreurs de sous-dénombrement et les erreurs de surdénombrement. Il y a sous-dénombrement lorsqu'on omet complètement de dénombrer une unité faisant partie d'un univers visé par le recensement. Par ailleurs le surdénombrement peut survenir de deux façons. La première, et la plus fréquente, est lorsqu'une unité faisant partie d'un univers du recensement est dénombrée plus d'une fois. La seconde est lorsqu'une unité ne faisant pas partie de l'univers du recensement (par exemple un résident étranger, une personne fictive ou un logement marginal inoccupé) est dénombrée par erreur. Il faut prendre note qu'une erreur d'ordre géographique uniquement ne constitue pas une erreur de couverture. Par exemple, une personne qui a été dénombrée dans la mauvaise région géographique ne constitue ni un cas de surdénombrement dans la région où elle a été dénombrée ni un cas de sous-dénombrement dans la région où elle aurait dû l'être.

Le sous-dénombrement d'un ménage correspond au cas d'un ménage dont tous les membres sont omis. Les ménages dont certains membres mais pas tous sont omis ne constituent pas des cas de sous-dénombrement de ménages, même s'ils entraînent des erreurs dans les données sur les caractéristiques du ménage, comme sa taille et sa composition. De même, le surdénombrement d'un ménage se produit lorsque tous les membres sont dénombrés plus d'une fois.

Le sous-dénombrement, le surdénombrement et la valeur nette des deux, le sous-dénombrement net, sont le plus utilement exprimés en taux de population qui aurait dû être dénombrée lors du recensement. En termes mathématiques, supposons que U représente le nombre total ou « réel » d'unités dans l'univers visé et que R corresponde aux chiffres officiels du recensement pour cet univers. Étant donné que le concept est le même pour les personnes, les ménages, les logements et les familles, on emploiera alors le terme général « unités ». Dans ce cas, l'erreur qui résulte de l'utilisation de R au lieu de U est :

$$N = U - R$$

Cette erreur s'appelle l'**erreur de couverture nette**.

Supposons que O représente le sous-dénombrement total, c'est-à-dire le nombre total d'unités dans l'univers en question qui ont été omises lors du recensement, et que D correspond au nombre total d'unités dans l'univers qui ont été dénombrées au moins une fois. Dans ce cas,

$$U = O + D$$

et par conséquent,

$$\begin{aligned} N &= (O + D) - R \\ &= O - (R - D) \\ &= O - S \end{aligned}$$

où le terme $S = R - D$ correspond au surdénombrement. Cette erreur découle non seulement du dénombrement répété des mêmes unités, mais aussi du dénombrement d'unités qui ne font pas partie de l'univers visé.

Exprimés en proportion du nombre d'unités dans l'univers visé, les taux d'erreur de couverture sont :

a) **taux de sous-dénombrement :** $T_O = O/U$;
b) **taux de surdénombrement :** $T_S = S/U$;
c) **taux de sous-dénombrement net :** $T_N = N/U$;

de sorte que

$$T_N = (O - S)/U = T_O - T_S.$$

Un taux de sous-dénombrement net positif signifie que le sous-dénombrement est supérieur au surdénombrement, alors qu'un taux de sous-dénombrement net négatif indique que le sous-dénombrement est inférieur au surdénombrement. Comme dans la plupart des cas le sous-dénombrement est supérieur au surdénombrement, la plupart des taux de sous-dénombrement net sont positifs.

III. Réalisation du recensement

Les diverses opérations du recensement qui mènent à la production d'un ensemble de données prêtes pour la diffusion sont divisées en deux étapes principales : la collecte et le dépouillement. Dans le présent chapitre, on décrit ces deux étapes ainsi que les mesures prises en vue de réduire et de contrôler les erreurs de couverture.

A. Collecte

L'étape de la collecte a pour objet de dénombrer les univers des logements, des ménages et de la population et de recueillir les données requises au sujet de chaque unité dénombrée. Pour ce faire, il faut d'abord dresser la liste de tous les logements dans un Registre des visites en les classant en logements privés ou collectifs et en précisant s'ils sont occupés ou non. Une fois cette opération accomplie, le questionnaire du recensement est remis. Le questionnaire demande à un membre du ménage de dresser la liste de tous les occupants habituels du logement inclus dans l'univers de la population (même s'ils étaient temporairement absents le jour du recensement) et d'inscrire leurs caractéristiques.

Pour effectuer cette étape, on a divisé le pays en 49 400 secteurs de dénombrement (SD) environ. Chaque SD était attribué à un recenseur spécialement formé pour effectuer les activités de collecte des données. La tâche moyenne d'un recenseur comprenait environ 300 ménages.

On a utilisé deux méthodes de collecte : le retour par la poste et l'interview. La méthode de retour par la poste a été employée dans toutes les régions du pays, à l'exception de certains secteurs spéciaux du centre des principales villes, des régions éloignées et de la plupart des réserves indiennes et des établissements indiens où l'on a utilisé la méthode de recensement par interview. Dans les deux cas, le recenseur devait repérer tous les logements, en dresser la liste et livrer ou remplir sur place le questionnaire approprié.

Dans le cas des ménages dénombrés par la méthode de retour par la poste, le recenseur livrait un questionnaire. Un membre du ménage devait le remplir le 14 mai 1996, puis le retourner dans la poste. Les questionnaires retournés étaient contrôlés et, s'il y avait lieu, on effectuait un suivi téléphonique ou sur place pour obtenir les renseignements manquants. Les ménages qui n'avaient pas retourné leur questionnaire faisaient également l'objet d'un suivi téléphonique ou sur place en vue d'obtenir un questionnaire rempli.

Dans le cas des ménages dénombrés par interview, les données étaient recueillies au moyen d'une interview sur place au moment du dénombrement du logement par le recenseur. Pendant l'interview, le recenseur devait s'assurer que toutes les questions pertinentes étaient remplies. Les secteurs dénombrés par interview représentaient environ 1 % de la population totale du Canada.

Dans l'Est de l'Ontario, on a mené une étude pour évaluer l'efficacité de la méthode de livraison et de retour par la poste. La région soumise à cette étude s'appelle la région du contrôle centralisé, et sa population compte environ 1 million de personnes. Comme première étape, on a créé une liste de tous les logements avant le jour du recensement afin d'établir une liste d'adresses. Les questionnaires ont ensuite été mis à la poste deux semaines avant le jour du recensement. On demandait aux ménages de remplir le questionnaire le 14 mai 1996 et de le retourner par la poste. Les questionnaires retournés ont été contrôlés et, au besoin, ont fait l'objet de suivi pour compléter l'information manquante.

En plus des données démographiques de base et des données sur les logements recueillies auprès de l'ensemble des ménages, des données supplémentaires ont été recueillies auprès d'un échantillon de ménages. En effet, dans la plupart des secteurs de retour par la poste, le recenseur livrait un questionnaire plus long (complet) à un logement privé occupé sur cinq (échantillon de 20 %). Dans les secteurs dénombrés par interview, à l'exception de certains secteurs spéciaux

du centre des principales villes et dans certains autres cas spéciaux, on a utilisé le questionnaire complet pour dénombrer tous les ménages du SD. Dans la région du contrôle centralisé où l'on a étudié la méthode de livraison et de retour par la poste, un questionnaire complet a été posté à un logement privé occupé sur cinq.

Une fois que le recenseur avait terminé la collecte, son travail était vérifié par son surveillant (le commissaire au recensement) et par un technicien du contrôle qualitatif. Lorsque le travail était approuvé, les questionnaires et les registres des visites étaient envoyés aux opérations de dépouillement des données.

B. Dépouillement des données

L'étape du dépouillement des données a mené à l'élaboration d'une base de données définitive du recensement d'où sont extraites les totalisations du recensement. Au recensement de 1996, le dépouillement comportait cinq étapes.

1. Dépouillement régional

Cette étape a été réalisée dans six des centres régionaux de Revenu Canada. Les opérations consistaient à préparer les questionnaires à l'entrée de données. Entre autres, on a attribué des codes numériques aux réponses écrites aux questions sur l'industrie et la profession. Par ailleurs, on a mené une vérification indépendante d'un échantillon d'enregistrements afin d'évaluer la qualité du codage.

2. Entrée directe des données

Les données des questionnaires ont été introduites par clavier puis transmises électroniquement au bureau central de Revenu Canada à Ottawa où elles ont été enregistrées sur des cartouches magnétiques et transportées quotidiennement au bureau de Statistique Canada. Ici encore, on soumettait à une vérification indépendante (avec correction) un échantillon de chaque lot de travail pour évaluer la qualité de l'opération d'introduction par clavier.

3. Dépouillement au bureau central

Cette étape comportait plusieurs opérations automatisées et manuelles, conçues pour repérer et corriger les incohérences dans les chiffres des logements, des ménages et des personnes à l'échelle du SD et à l'échelle du ménage. Les incohérences relevées par le système étaient corrigées à l'aide du questionnaire de recensement. Cette étape comprenait également le dépouillement des questionnaires spéciaux remplis par les Canadiens dénombrés à l'extérieur du Canada ou à bord de navires. La dernière étape consistait à charger les données dans une base de données.

4. Codage automatisé

À cette étape, les réponses écrites à certaines questions (p. ex., sur la langue maternelle, le lieu de travail, l'origine ethnique) ont été converties en codes numériques à l'aide d'un système automatisé. Les réponses écrites ont été introduites par clavier durant l'entrée directe des données, puis les réponses écrites saisies ont été appariées à un fichier de référence automatisé contenant une série de mots ou d'expressions ainsi que les codes numériques correspondants pour chaque variable. Les cas de réponses qui ne pouvaient être codées par le système automatisé étaient résolus par le personnel du dépouillement et les conseillers en codage à l'aide d'une méthode assistée par ordinateur. On a ici encore fait appel à un contrôle qualitatif pour vérifier la qualité des opérations de codage.

5. Contrôle et imputation

À l'étape du contrôle et de l'imputation, les problèmes découlant de données incohérentes ou manquantes ont été repérés et corrigés. Ces erreurs peuvent se glisser lorsque le répondant répond de façon incorrecte ou incomplète à une question ou lors des étapes de dépouillement subséquentes. Lorsque l'opération de contrôle détectait une erreur (p. ex., une personne mariée âgée de cinq ans), l'imputation permettait de la corriger. Les données recueillies auprès de l'ensemble de la population (100 %) ont été contrôlées et imputées en premier lieu suivies des données-échantillon (20 %). C'est d'ailleurs à cette étape que les données-échantillon (20 %) ont été pondérées afin de correspondre à l'ensemble de la population. Une fois que les données ont été imputées et pondérées, elles ont été chargées dans une base de données définitive du recensement qui sert à la production des totalisations.

C. Causes des erreurs de couverture et mesures prises en vue d'en réduire le nombre

Dans la plupart des cas, les erreurs de couverture surviennent durant l'étape de la collecte. Par exemple, le sous-dénombrement des personnes et des ménages se produit lorsque des logements occupés sont omis complètement ou qu'ils sont classés à tort comme logements inoccupés. Il y a aussi sous-dénombrement de la population si une personne est omise au sein d'un ménage dénombré (c.-à-d. quand certains membres du ménage sont omis). Le surdénombrement peut survenir lorsqu'il y a incertitude quant au lieu habituel de résidence d'une personne, par exemple, dans le cas d'un étudiant de niveau universitaire qui est dénombré au domicile de ses parents et aussi à la résidence d'étudiants.

Des erreurs de couverture peuvent également se glisser au cours du dépouillement lorsque des enregistrements de personnes ou de ménages sont supprimés par erreur, ou égarés ou créés artificiellement.

Ces sources d'erreurs potentielles ont été déterminées au cours de la planification du recensement de 1996, et certaines mesures de contrôle ont été prises en vue d'en réduire le nombre. Ces mesures comprennent :

a) la délimitation et cartographie précise des secteurs de dénombrement (SD) afin de s'assurer qu'aucune aire n'a été oubliée ou incluse deux fois;
b) les instructions dans le manuel du recenseur sur la façon de faire la prospection de son SD afin de réduire les risques d'omission de logements;
c) la création d'un registre des adresses à partir de sources autres que le recensement et l'utilisation de cette liste par le recenseur pour vérifier si des logements ont été omis;
d) la localisation préalable des logements collectifs que le personnel sur le terrain devait vérifier pour s'assurer qu'ils seraient dénombrés au recensement s'ils étaient occupés;
e) les procédures spéciales pour dénombrer les personnes vivant dans certains secteurs spéciaux du centre des principales villes qui ont de la difficulté à répondre (p. ex., difficulté en français ou en anglais ou problèmes d'analphabétisme);
f) les procédures spéciales pour dénombrer la population vivant dans les réserves indiennes;
g) les messages publicitaires pour informer les Canadiens sur le recensement, qui indiquaient les mesures à prendre s'ils n'avaient pas reçu de questionnaire;
h) les instructions sur les personnes à inscrire dans le questionnaire du recensement pour rappeler aux répondants quelles personnes devaient être incluses;
i) les questions dans le questionnaire du recensement visant à déterminer si le répondant avait des doutes quant à l'inscription de certaines personnes et le suivi dans ces cas pour aider le répondant;
j) les redressements apportés aux chiffres définitifs du recensement en fonction de la composante précise du sous-dénombrement évaluée lors de la vérification des logements inoccupés.

Ces mesures, ajoutées à la formation appropriée, aux vérifications effectuées par les surveillants et aux systèmes de contrôle qualitatif, ont contribué à réduire le nombre d'erreurs de couverture, mais n'ont pas permis de les éliminer complètement, d'où l'importance d'évaluer l'ampleur des erreurs de couverture.

Au recensement de 1996, un type spécifique d'erreur de couverture s'est produit dont les utilisateurs doivent être au fait. Dans certaines réserves indiennes et certains établissements indiens, le dénombrement n'a pas été autorisé ou a dû être interrompu avant d'être mené à terme. Par ailleurs, certaines réserves indiennes et certains établissements indiens ont été dénombrés trop tard pour pouvoir être inclus ou, encore, la qualité des données recueillies a été jugée inadéquate. Un problème similaire a été constaté aux recensements de 1991 et de 1986 et, dans une moindre mesure, au recensement de 1981. Ces réserves indiennes et établissements indiens (78 en tout) sont appelés réserves indiennes et établissements indiens partiellement dénombrés. Les données de 1996 ne sont donc pas disponibles pour ces secteurs et n'ont pas été incluses dans les produits du recensement de 1996. Des notes sont fournies dans les produits pour les données sur les régions géographiques englobant au moins une de ces réserves indiennes ou un de ces établissements indiens. La section des annexes des produits du recensement présente une liste de ces réserves et établissements, ainsi que les chiffres de population et de logements privés occupés pour les deux derniers recensements (lorsqu'ils sont disponibles). Même si ces réserves indiennes ne sont pas incluses dans les produits du recensement de 1996, leurs estimations de population, fondées sur un modèle statistique, sont produites pour les estimations de population. Veuillez vous référer à Hamel (1997) pour de plus amples renseignements sur la façon de faire des estimations sur la population et sur le nombre de logements privés occupés dans les réserves indiennes partiellement dénombrées lors du recensement de 1996.

IV. Sous-dénombrement net au recensement de 1996

Au recensement de 1996, le taux de sous-dénombrement net de la population a atteint 2,45 %. Cela signifie que selon les résultats nets 2,45 % des personnes (723 486 personnes) qui auraient dû être dénombrées au recensement ont été oubliées. Le taux de sous-dénombrement de la population de 3,18 % a été contrebalancé par le taux de surdénombrement de 0,74 %. Ce dernier taux correspond au pourcentage de personnes dénombrées par erreur au recensement alors que le premier indique que 3,18 % de la population visée du recensement n'a pas été dénombrée. Le taux de sous-dénombrement net des ménages au recensement de 1996 s'est établi à 2,19 % (242 647 ménages), le taux de sous-dénombrement de 2,49 % ayant été compensé par un taux de surdénombrement de 0,30 %.

Dans ce chapitre, nous présentons des estimations du sous-dénombrement net selon diverses caractéristiques du recensement. Les tableaux montrent le sous-dénombrement net estimé et l'erreur type estimée ainsi que le taux de sous-dénombrement net et l'erreur type correspondante pour chacune des caractéristiques qui y figurent. Les tableaux 4.1 et 4.2 donnent respectivement les estimations pour les personnes et les estimations pour les ménages.

A. Sous-dénombrement net de la population

Le sous-dénombrement net de la population est plus élevé dans l'Ouest.
Les provinces affichant les taux de sous-dénombrement net de la population les plus élevés sont la Colombie-Britannique (3,68 %), suivie de la Saskatchewan (2,75 %) et de l'Ontario (2,73 %). Dans l'ensemble du pays, ce sont les deux territoires qui présentent les taux les plus élevés, notamment les Territoires du Nord-Ouest dont le taux de sous-dénombrement net atteint 4,48 %. Par ailleurs, on observe les taux les plus faibles à l'Île-du-Prince-Édouard (0,85 %) et au Québec (1,61 %).

Le sous-dénombrement net de la population s'accroît avec la population.
Dans l'ensemble, le sous-dénombrement net de la population est légèrement plus élevé dans les régions urbaines (2,48 %) que dans les régions rurales (2,32 %). Dans les régions urbaines comptant des populations de diverses tailles, les taux varient de 1,53 % (moins de 10 000 habitants) à 3,21 % (500 000 habitants et plus). Alors que les taux de sous-dénombrement net des régions urbaines comptant une population de 10 000 à 29 999 habitants et de 30 000 à 99 999 habitants sont sensiblement les mêmes, soit 2,05 % et 2,03 % respectivement, ils sont plus élevés pour les régions urbaines de 100 000 à 499 999 habitants (2,80 %) et de 500 000 habitants et plus (3,21 %).

Les noyaux urbains affichent un taux de sous-dénombrement net supérieur.
Le taux de sous-dénombrement net de la population des régions métropolitaines de recensement se situe près du taux national. Toutefois, les taux varient selon qu'il s'agit du noyau urbain (2,67 %), de la banlieue urbaine (1,26 %) ou de la banlieue rurale (1,88 %). Parmi les RMR, ce sont Vancouver et Toronto qui affichent les taux de sous-dénombrement net les plus importants, soit 3,93 % et 3,39 % respectivement.

Le sous-dénombrement net de la population est le plus élevé chez les jeunes adultes âgés de 20 à 35 ans.
Le taux de sous-dénombrement net élevé chez les jeunes adultes âgés de 20 à 35 ans témoigne de la forte mobilité de résidence des personnes de ce groupe d'âge. Il s'établit à 5,55 % pour les personnes âgées de 20 à 24 ans et ne baisse que légèrement pour les personnes âgées de 25 à 34 ans. Les taux de sous-dénombrement net de ces groupes d'âge dépassent de beaucoup le taux national tant chez les hommes que chez les femmes. On observe les taux de sous-dénombrement net les plus élevés chez les hommes âgés de 20 à 34 ans, soit 7,14 % pour le groupe d'âge de 20 à 24 ans et 7,08 % chez les hommes de 25 à 34 ans. Dans l'ensemble, le sous-dénombrement net est plus marqué chez les hommes (3,19 %) que chez les femmes (1,71 %). De fait, les taux des hommes dépassent ceux des femmes pour tous les groupes d'âge supérieur à 15 ans.

Le sous-dénombrement net est plus élevé chez les personnes jamais mariées de 15 ans et plus et les personnes divorcées.
La différence globale de 1,48 point de pourcentage entre le taux des hommes et celui des femmes s'explique en grande partie par les taux des personnes jamais mariées de 15 ans et plus et des personnes divorcées. En effet, le taux de sous-dénombrement net des hommes jamais mariés de 15 ans et plus atteint 6,40 % comparativement à 3,00 % pour les femmes du même groupe. Dans le cas des hommes divorcés, le taux s'établit à 6,88 % contre 2,40 % pour les femmes divorcées. Lorsqu'on utilise la variable état matrimonial historique, qui, contrairement à la variable état matrimonial légal, inclut les couples en union libre dans la catégorie des couples mariés, on observe les taux de sous-dénombrement net les plus importants chez les personnes divorcées (5,29 %) et chez les personnes jamais mariées de 15 ans et plus (5,10 %).

Le sous-dénombrement net des personnes vivant en union libre dépasse légèrement celui de l'ensemble de la population.
Le taux de sous-dénombrement net des hommes vivant en union libre se fixe à 3,91 % comparativement à 3,19 % pour l'ensemble des hommes. Dans le cas des femmes vivant en union libre, le taux de sous-dénombrement net atteint 2,45 % contre 1,71 % pour l'ensemble des femmes.

Les personnes dont la langue maternelle est « autre que le français ou l'anglais » affichent le taux de sous-dénombrement le plus élevé.
On observe des différences entre le taux de sous-dénombrement net des personnes ayant indiqué l'anglais comme langue maternelle (2,18 %) et celui des personnes ayant indiqué le français (1,67 %). Toutefois, le taux augmente considérablement dans le cas de personnes ayant indiqué une langue non officielle comme langue maternelle (5,17 %).

B. Sous-dénombrement net des ménages

Le sous-dénombrement net des ménages augmente d'est en ouest.
La Colombie-Britannique affiche le taux de sous-dénombrement net des ménages le plus élevé (3,36 %) des dix provinces, suivi de la Nouvelle-Écosse (2,31 %) quoique le taux de cette dernière s'écarte peu du taux national. Le Manitoba présente le taux de sous-dénombrement net estimé le plus faible à 0,81 %. Dans l'ensemble, le taux de sous-dénombrement net le plus élevé est enregistré dans les territoires.

Le sous-dénombrement net des ménages s'accroît avec la population.
Les taux de sous-dénombrement net des ménages ne diffèrent pas beaucoup selon qu'il s'agit de régions urbaines ou rurales. De plus, ils varient peu selon la taille de la région urbaine, sauf pour la catégorie des régions urbaines comptant moins de 10 000 habitants qui affichent un sous-dénombrement net plus faible. (Il est à noter que les réserves indiennes partiellement dénombrées sont exclues des estimations.)

Le sous-dénombrement net des ménages est plus élevé dans les RMR que dans les autres régions.
Le taux de sous-dénombrement net des noyaux urbains des RMR dépasse celui des banlieues urbaines quoique la différence soit peu marquée. Vancouver et Toronto affichent les taux les plus élevés parmi les RMR : 3,73 % et 3,35 % respectivement.

es ménages habitant dans des duplex ou des habitations mobiles affichent le taux de sous-dénombrement net le plus levé.

es taux de sous-dénombrement net des ménages vivant dans des maisons individuelles non attenantes et des maisons umelées s'écartent du taux national. Toutes les catégories autres que la catégorie « autres maisons individuelles ttenantes » affichent des taux de sous-dénombrement beaucoup plus faibles que les taux correspondant aux ménages abitant des maisons mobiles ou des duplex. Même si leur taux de sous-dénombrement net est inférieur à la moyenne, es ménages occupant des maisons individuelles non attenantes représentent 36 % de l'ensemble des cas de sous-énombrement.

'ableau 4.1 Sous-dénombrement net estimé de la population au recensement de 1996

Caractéristiques	Nombre net de personnes oubliées		Taux de sous-dénombrement net de la population	
	Nombre estimé	**Erreur type**	**Taux estimé (%)**	**Erreur type (%)**
Canada	**723 486**	**29 674**	**2,45**	**0,10**
Terre-Neuve	9 424	1 759	1,68	0,31
Île-du-Prince-Édouard	1 149	437	0,85	0,32
Nouvelle-Écosse	20 821	2 580	2,24	0,27
Nouveau-Brunswick	14 225	2 354	1,89	0,31
Québec	116 750	14 963	1,61	0,20
Ontario	301 368	21 265	2,73	0,19
Manitoba	18 881	3 875	1,67	0,34
Saskatchewan	28 051	3 521	2,75	0,34
Alberta	66 327	7 555	2,40	0,27
Colombie-Britannique	142 443	9 967	3,68	0,25
Yukon	1 022	167	3,22	0,51
Territoires du Nord-Ouest	3 024	357	4,48	0,51
Nunavut	841	180	3,29	0,68
Territoires du Nord-Ouest – ouest	2 184	309	5,22	0,70

Tableau 4.1 Sous-dénombrement net estimé de la population au recensement de 1996 – suite

Caractéristiques	Nombre net de personnes oubliées		Taux de sous-dénombrement net de la population	
	Nombre estimé	Erreur type	Taux estimé (%)	Erreur type (%)
Régions urbaines et rurales	**723 486**	**29 674**	**2,45**	**0,10**
Régions urbaines (selon la taille de la population)	572 128	26 701	2,48	0,11
500 000 et plus	194 219	16 933	3,21	0,27
100 000 à 499 999	167 669	14 450	2,80	0,23
30 000 à 99 999	106 342	11 805	2,03	0,22
10 000 à 29 999	63 339	8 714	2,05	0,28
Moins de 10 000	40 557	7 672	1,53	0,29
Régions rurales	151 358	12 596	2,32	0,19
Toutes les RMR	**474 900**	**24 609**	**2,59**	**0,13**
Noyau urbain	447 556	24 205	2,67	0,14
Banlieue urbaine	5 181	2 574	1,26	0,62
Banlieue rurale	22 163	5 299	1,88	0,44
Régions autres que les RMR	**248 585**	**16 597**	**2,21**	**0,14**
Certaines RMR				
Montréal	59 779	9 833	1,77	0,29
Toronto	149 810	17 828	3,39	0,39
Vancouver	75 016	7 427	3,93	0,37
Ottawa	19 472	4 989	1,89	0,48
Toutes les autres	170 822	14 914	2,25	0,19
Âge et sexe				
Les deux sexes	**723 486**	**29 674**	**2,45**	**0,10**
0 à 4 ans	44 849	7 552	2,29	0,38
5 à 14 ans	19 898	6 232	0,50	0,15
15 à 19 ans	44 943	9 907	2,24	0,48
20 à 24 ans	111 598	9 174	5,55	0,43
25 à 34 ans	244 389	15 363	5,15	0,31
35 à 44 ans	119 684	12 696	2,40	0,25
45 à 54 ans	53 354	9 255	1,42	0,24
55 à 64 ans	43 372	8 662	1,71	0,34
65 ans et plus	41 398	9 842	1,16	0,27

Tableau 4.1 Sous-dénombrement net estimé de la population au recensement de 1996 – suite

Caractéristiques	Nombre net de personnes oubliées		Taux de sous-dénombrement net de la population	
	Nombre estimé	Erreur type	Taux estimé (%)	Erreur type (%)
Sexe masculin	**467 428**	**21 394**	**3,19**	**0,14**
0 à 4 ans	20 419	4 948	2,04	0,48
5 à 14 ans	9 586	6 088	0,47	0,30
15 à 19 ans	26 318	4 947	2,56	0,47
20 à 24 ans	73 234	6 922	7,14	0,63
25 à 34 ans	169 787	10 161	7,08	0,39
35 à 44 ans	88 617	10 226	3,56	0,40
45 à 54 ans	33 139	5 356	1,76	0,28
55 à 64 ans	26 577	7 076	2,12	0,55
65 ans et plus	19 752	6 977	1,31	0,46
Sexe féminin	**256 059**	**20 954**	**1,71**	**0,14**
0 à 4 ans	24 433	5 774	2,55	0,59
5 à 14 ans	10 312	4 807	0,53	0,25
15 à 19 ans	18 626	7 108	1,91	0,72
20 à 24 ans	38 364	6 072	3,90	0,59
25 à 34 ans	74 600	11 332	3,18	0,47
35 à 44 ans	31 065	7 621	1,25	0,30
45 à 54 ans	20 215	7 689	1,07	0,40
55 à 64 ans	16 797	5 011	1,31	0,39
65 ans et plus	21 645	7 195	1,05	0,35
État matrimonial légal et sexe				
Les deux sexes	**723 486**	**29 674**	**2,45**	**0,10**
Marié(e) ou séparé(e)	174 236	17 188	1,38	0,13
Divorcé(e)	76 234	7 985	4,42	0,44
Veuf(ve)	31 264	7 265	2,07	0,47
Jamais marié(e)	441 753	21 513	3,22	0,15
Moins de 15 ans	64 800	9 857	1,09	0,16
15 ans et plus	376 953	19 127	4,86	0,23
Sexe masculin	**467 428**	**21 394**	**3,19**	**0,14**
Marié ou séparé	103 643	12 551	1,65	0,20
Divorcé	53 526	6 523	6,88	0,78
Veuf	8 609	3 492	3,18	1,25
Jamais marié	301 649	15 417	4,13	0,20
Moins de 15 ans	30 034	7 815	0,98	0,25
15 ans et plus	271 616	13 480	6,40	0,30

Tableau 4.1 Sous-dénombrement net estimé de la population au recensement de 1996 – suite

Caractéristiques	Nombre net de personnes oubliées		Taux de sous-dénombrement net de la population	
	Nombre estimé	Erreur type	Taux estimé (%)	Erreur type (%)
Sexe féminin	**256 059**	**20 954**	**1,71**	**0,14**
Mariée ou séparée	70 594	11 853	1,12	0,19
Divorcée	22 708	5 074	2,40	0,52
Veuve	22 655	6 276	1,83	0,50
Jamais mariée	140 102	14 713	2,18	0,22
Moins de 15 ans	34 766	7 097	1,19	0,24
15 ans et plus	105 337	12 655	3,00	0,35
État matrimonial historique et sexe				
Les deux sexes	**723 486**	**29 674**	**2,45**	**0,10**
Marié(e) ou séparé(e)	228 511	17 737	1,59	0,12
Divorcé(e)	65 480	7 493	5,29	0,57
Veuf(ve)	31 594	7 265	2,17	0,49
Jamais marié(e)	397 904	21 398	3,18	0,17
Moins de 15 ans	64 828	9 857	1,09	0,16
15 ans et plus	333 075	19 144	5,10	0,28
Sexe masculin	**467 428**	**21 394**	**3,19**	**0,14**
Marié ou séparé	137 760	12 752	1,92	0,17
Divorcé	46 811	6 438	8,89	1,11
Veuf	8 712	3 492	3,49	1,35
Jamais marié	274 145	15 380	4,10	0,22
Moins de 15 ans	30 034	7 815	0,98	0,25
15 ans et plus	244 111	13 600	6,73	0,35
Sexe féminin	**256 059**	**20 954**	**1,71**	**0,14**
Mariée ou séparée	90 751	12 226	1,26	0,17
Divorcée	18 667	4 236	2,63	0,58
Veuve	22 882	6 276	1,90	0,51
Jamais mariée	123 759	14 669	2,13	0,25
Moins de 15 ans	34 794	7 096	1,20	0,24
15 ans et plus	88 964	12 588	3,07	0,42

Tableau 4.1 Sous-dénombrement net estimé de la population au recensement de 1996 – fin

Caractéristiques	Nombre net de personnes oubliées		Taux de sous-dénombrement net de la population	
	Nombre estimé	Erreur type	Taux estimé (%)	Erreur type (%)
Union libre et sexe (personnes vivant en union libre)				
Les deux sexes	**60 234**	**7 042**	**3,19**	**0,36**
Sexe masculin	37 249	4 893	3,91	0,49
Sexe féminin	22 983	5 007	2,45	0,52
Langue maternelle	**723 486**	**29 674**	**2,45**	**0,10**
Anglais	382 064	20 687	2,18	0,12
Français	112 196	13 366	1,67	0,20
Autre que l'anglais ou le français	228 049	15 723	5,17	0,34
Anglais et français	- 619	2 070	- 0,27	0,91
Anglais et autre	3 743	2 423	0,64	0,41
Français et autre	- 1 861	922	- 2,08	1,05
Anglais, français et autre	- 83	3	- 0,18	0,01

Tableau 4.2 Sous-dénombrement net estimé des ménages au recensement de 1996

Caractéristiques	Nombre net de ménages oubliés		Taux de sous-dénombrement net des ménages	
	Nombre estimé	Erreur type	Taux estimé (%)	Erreur type (%)
Canada	**242 647**	**14 375**	**2,19**	**0,13**
Terre-Neuve	2 210	687	1,18	0,36
Île-du-Prince-Édouard	541	198	1,12	0,40
Nouvelle-Écosse	8 107	1 524	2,31	0,42
Nouveau-Brunswick	5 115	1 468	1,85	0,52
Québec	56 448	6 466	1,96	0,22
Ontario	92 442	10 438	2,30	0,25
Manitoba	3 421	1 739	0,81	0,41
Saskatchewan	5 450	1 397	1,44	0,36
Alberta	18 065	3 018	1,81	0,30
Colombie-Britannique	49 543	5 412	3,36	0,35
Yukon	394	80	3,32	0,65
Territoires du Nord-Ouest	910	139	4,61	0,67
Nunavut	213	68	3,31	1,03
Territoires du Nord-Ouest – ouest	696	120	5,23	0,86
Régions urbaines et rurales	**242 647**	**14 375**	**2,19**	**0,13**
Régions urbaines (selon la taille de la population)	194 704	12 661	2,21	0,14
500 000 et plus	68 209	7 971	2,87	0,33
100 000 à 499 999	54 834	7 512	2,45	0,33
30 000 à 99 999	33 417	5 252	1,66	0,26
10 000 à 29 999	23 893	3 961	2,05	0,33
Moins de 10 000	14 351	3 155	1,43	0,31
Régions rurales	47 943	5 686	2,12	0,25
Toutes les RMR	**161 948**	**11 792**	**2,34**	**0,17**
Noyau urbain	152 299	11 404	2,39	0,17
Banlieue urbaine	1 935	1 251	1,34	0,85
Banlieue rurale	7 714	2 960	1,96	0,74
Régions autres que les RMR	**80 699**	**7 516**	**1,95**	**0,18**
Certaines RMR				
Montréal	24 764	3 855	1,81	0,28
Toronto	51 556	8 162	3,35	0,51
Vancouver	26 840	3 780	3,73	0,51
Ottawa	7 161	2 604	1,83	0,65
Toutes les autres	51 627	7 274	1,78	0,25

Tableau 4.2 Sous-dénombrement net estimé des ménages au recensement de 1996 – fin

Caractéristiques	Nombre net de ménages oubliés		Taux de sous-dénombrement net des ménages	
	Nombre estimé	Erreur type	Taux estimé (%)	Erreur type (%)
Type de logement privé	**242 647**	**14 375**	**2,19**	**0,13**
Maison individuelle non attenante	95 568	8 765	1,54	0,14
Maison jumelée	6 097	2 013	1,20	0,39
Maison en rangée	9 613	3 102	1,75	0,56
Appartement dans un immeuble de moins de cinq étages	53 782	7 487	2,58	0,35
Appartement dans un immeuble de cinq étages ou plus	22 396	4 870	2,24	0,48
Maison mobile	13 550	2 588	7,79	1,37
Autre maison individuelle attenante	966	879	2,38	2,12
Duplex	40 675	5 421	8,26	1,01

V. Programme de mesure de l'erreur de couverture

A. Portée et objectifs

Le Programme de mesure de l'erreur de couverture porte principalement sur l'univers de la population, l'univers des logements et l'univers des ménages. Il permet de mesurer les composantes suivantes de l'erreur de couverture :

- le sous-dénombrement et le surdénombrement de la population;
- le sous-dénombrement et le surdénombrement des ménages;
- les erreurs de classement relatives aux logements privés inoccupés.

Le Programme de mesure de l'erreur de couverture de 1996 comportait quatre études :

- la vérification des logements inoccupés;
- la contre-vérification des dossiers;
- l'étude par appariement automatisé;
- l'étude sur les logements collectifs.

La vérification des logements inoccupés (VLI) a permis de produire des estimations du sous-dénombrement découlant du classement erroné de logements dans la catégorie des logements inoccupés. La contre-vérification des dossiers (CVD) visait à estimer le sous-dénombrement total provenant de toutes les sources, y compris le sous-dénombrement mesuré par la VLI. Par ailleurs, la CVD, l'étude par appariement automatisé (ÉAA) et l'étude sur les logements collectifs (ÉLC) ont permis de mesurer le surdénombrement. L'ÉAA consistait à repérer les personnes dénombrées plus d'une fois dans une même région (Atlantique, Québec, Ontario, reste du Canada) alors que l'ÉLC visait à estimer le surdénombrement découlant du fait que des personnes dénombrées comme résidents habituels dans un logement collectif étaient également dénombrées dans un logement privé. Bien que la CVD ait été conçue pour évaluer le surdénombrement provenant de toutes les sources, seul le surdénombrement non mesuré par l'ÉAA ni par l'ÉLC a été pris en considération pour produire les estimations de l'erreur de couverture.

Programme de mesure de l'erreur de couverture de 1996

Étude	Taille de l'échantillon	Objectif
Vérification des logements inoccupés	1 396 secteurs de dénombrement	Permet de mesurer le sous-dénombrement découlant des erreurs de classification de logements comme logements vacants.
Contre-vérification des dossiers	57 016 personnes	Permet de mesurer le sous-dénombrement provenant de toutes les sources et le surdénombrement non mesuré par l'étude par appariement automatisé ni par l'étude sur les logements collectifs.
Étude par appariement automatisé	7 688 paires de ménages	Permet de mesurer le surdénombrement découlant du fait que des personnes ont été dénombrées dans deux ménages résidant dans la même région.
Étude sur les logements collectifs	12 561 personnes	Permet de mesurer le surdénombrement imputable au fait que des personnes ont été dénombrées dans un logement collectif et dans un logement privé.

Les données obtenues à l'aide de ces quatre études ont été utilisées comme suit :

- Les estimations obtenues à l'aide de la vérification des logements inoccupés ont été incluses dans les chiffres définitifs du recensement pour tenir compte de cette source précise du sous-dénombrement.

- Les estimations obtenues dans le cadre de la contre-vérification des dossiers, de l'étude par appariement automatisé et de l'étude sur les logements collectifs ont été seulement incluses dans la population de base pour le Programme d'estimations de la population de Statistique Canada.

- Les renseignements sur les causes et les caractéristiques des erreurs de couverture qui permettent de repérer les régions ou les sous-groupes de population affichant des taux particulièrement élevés d'erreur de couverture servent à la planification du prochain recensement.

- Les renseignements supplémentaires recueillis par les études ont servi à l'évaluation de la qualité de certaines questions du recensement. Ainsi par exemple, la contre-vérification des dossiers permet de coupler les réponses d'une personne à deux recensements successifs de sorte qu'il est possible de calculer l'erreur de réponse à certaines questions comme celles portant sur la date de naissance, le sexe et la langue maternelle.

- Enfin, les résultats servent à informer les utilisateurs sur la nature et l'ampleur des erreurs de couverture du recensement de sorte qu'ils puissent tirer des conclusions à partir des données du recensement ou prendre des décisions fondées sur celles-ci en toute connaissance de cause.

La méthodologie et les résultats de chacune des études de mesure de la couverture sont présentés dans les chapitres suivants.

B. Améliorations

Les changements suivants ont été apportés aux études de la couverture de 1991 afin d'obtenir une mesure plus exacte de l'erreur de couverture à partir des études de 1996.

- On a supprimé l'étude sur les résidents temporaires, qui portait sur le sous-dénombrement découlant de l'omission de personnes absentes de leur lieu habituel de résidence le jour du recensement. En effet, on s'inquiétait de la qualité des données recueillies par cette étude, et on a déterminé que la contre-vérification des dossiers permettait d'obtenir des estimations de cette catégorie de sous-dénombrement de qualité suffisante.

- On ne mesure plus le sous-dénombrement dans les réserves indiennes partiellement dénombrées parce qu'il devient de plus en plus difficile de prélever un échantillon représentatif pour la contre-vérification des dossiers.

- Deux changements apportés se sont traduits par une mesure plus exhaustive du surdénombrement. Premièrement, l'étude sur les logements privés a été intégrée à la contre-vérification des dossiers de sorte que chaque personne choisie a été classée comme dénombrée une fois, dénombrée plus d'une fois, oubliée ou impossible à dénombrer. De plus, grâce à ce changement, nous avons pu recueillir plus d'adresses où un surdénombrement pouvait s'être produit. Deuxièmement, l'étude par appariement automatisé a été élargie considérablement. En effet, alors que l'étude de 1991 consistait à mesurer le surdénombrement à l'intérieur des secteurs de dénombrement, l'étude de 1996 visait à le mesurer dans de vastes régions (Atlantique, Québec, Ontario, reste du Canada).

- La contre-vérification des dossiers a été améliorée notamment par un plan de sondage à un degré plus efficace, un suivi plus étendu des personnes qui auraient pu être oubliées ainsi qu'un remaniement des opérations de traitement.

VI. Vérification des logements inoccupés

A. Introduction

La classification erronée de logements constitue l'une des sources possibles d'erreurs dans le recensement. Si l'on nclut à tort les logements marginaux ou les logements en construction dans la classification des logements inoccupés, on crée un surdénombrement du parc immobilier, tandis que si l'on classifie à tort des logements occupés comme étant noccupés, on crée un sous-dénombrement à la fois des ménages et des personnes. La vérification des logements noccupés vise à étudier ces deux types d'erreurs de classification.

Les renseignements recueillis à l'aide de la vérification des logements inoccupés servent :

- à évaluer le nombre de logements inoccupés étant exclus de l'univers des logements;
- à évaluer le nombre de logements occupés qui ont été classifiés à tort comme étant inoccupés pendant le recensement;
- à évaluer le nombre de ménages et de personnes omis en raison de cette erreur de classification;
- **à ajuster les données du recensement sur les ménages et les personnes afin de corriger cette erreur de classification.**

B. Méthodologie

1. Stratification et sélection de l'échantillon

La population visée par la vérification des logements inoccupés comprend l'ensemble des logements inoccupés repérés au recensement du 14 mai 1996, sauf les logements inoccupés dans les secteurs de dénombrement collectifs (SD), dans les SD dénombrés par interview et dans les réserves indiennes. Ces derniers ont été exclus de la base de sondage, principalement en raison de considérations d'ordre opérationnel et pécuniaire.

On a établi la taille de l'échantillon visé par la vérification des logements inoccupés de 1996 à 1 396 SD répartis dans l'ensemble du Canada. La base de sondage comprenait tous les SD de retour par la poste, sauf les réserves indiennes.

La sélection préliminaire de l'échantillon a eu lieu pour choisir des SD qui avaient uniquement fait l'objet de la méthode de collecte de retour par la poste et qui n'étaient pas liés à des réserves indiennes, des établissements indiens ou d'autres types de subdivisions de recensement (SDR) indiennes. Les SD étaient ensuite répartis entre la base de sondage des SD urbains et des SD ruraux. Pour être inclus dans la base de sondage des SD urbains, un SD devait d'abord faire partie d'une agglomération de recensement (AR) ou d'une région métropolitaine de recensement (RMR) comprenant 40 000 logements occupés ou plus. Si plus de 50 % des SD situés dans un district de commissaire au recensement (DCR) au sein d'une AR/RMR étaient classés comme urbains, alors la totalité des SD dans le DCR étaient classés dans la base de sondage des SD urbains. Autrement, tous les SD dans le DCR étaient considérés comme ruraux. Tous les SD ne faisant pas partie de la base de sondage des SD urbains étaient inclus dans la base de sondage des SD ruraux. L'échantillon visé par la vérification des logements inoccupés a alors été constitué à partir de ces deux bases.

Échantillon urbain

L'échantillon urbain comportait trois composantes distinctes. Dans le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest, tous les SD dans la base de sondage ont été sélectionnés pour la vérification des logements inoccupés. Pour l'Île-du-Prince-

Édouard, un échantillon aléatoire simple de 48 SD a été tiré. Pour sélectionner l'échantillon de SD urbains dans toutes les autres provinces, on a stratifié les SD selon la AR/RMR au sein de chaque province, c'est-à-dire que chaque AR/RMR constituait une strate, et un échantillon aléatoire simple du nombre requis de SD a été tiré dans chacune des strates. On a ainsi obtenu 725 SD urbains en tout dans l'échantillon.

Échantillon rural

La sélection de l'échantillon rural s'est faite à l'aide d'un échantillonnage à deux degrés. Les coûts de l'intervieweur sur le terrain, particulièrement les frais de déplacement, peuvent augmenter considérablement en dehors des régions urbaines. À partir des données de 1986 et de 1991, on estime que cinq SD regroupés constituent une tâche d'ampleur raisonnable pour un intervieweur affecté à la vérification des logements inoccupés. Afin de regrouper cinq SD assez près les uns des autres de manière à former une unité relativement compacte, on a effectué l'échantillonnage à deux degrés. Dans un premier temps, le nombre alloué de DCR ont été sélectionnés de façon aléatoire dans chaque province. Dans un deuxième temps, cinq SD ont été choisis de façon aléatoire dans chaque DCR choisi. Cette méthode d'échantillonnage a permis d'obtenir 671 SD dans l'échantillon rural.

L'échantillon de la vérification des logements inoccupés comprenait tous les logements inoccupés dans les SD échantillonnés. En tout, 21 252 logements ont été sélectionnés pour faire partie de l'échantillon de la vérification des logements inoccupés. Le tableau 6.1 montre la répartition de l'échantillon selon la province et le territoire.

On a mené un essai sur le contrôle centralisé lors du recensement de 1996. Il a eu lieu dans l'Est de l'Ontario, et les SD de la vérification des logements inoccupés faisant partie de ce test ont nécessité un dépouillement au bureau central légèrement différent de celui du reste de l'échantillon de la vérification des logements inoccupés. L'échantillon en Ontario en 1996 est un peu plus grand que l'échantillon de 1991 afin de prendre en considération les SD du contrôle centralisé. Afin de garder la taille de l'échantillon à environ 1 400 SD, la taille de l'échantillon au Québec est un peu plus petite qu'en 1991.

2. Interviews sur le terrain

Chaque logement dans un SD échantillonné classé comme inoccupé a été vérifié de nouveau à la fin juin ou au début juillet 1996, en vue de déterminer s'il était réellement inoccupé le jour du recensement.

On a laissé chaque bureau régional choisir quel était le moment propice pour mener cette opération après le recensement. Dans l'Est de l'Ontario, où le contrôle centralisé était testé, la vérification des logements inoccupés n'a pu être terminée avant la fin d'août (régions rurales) ou le début de septembre (régions urbaines). Pour déterminer l'occupation/inoccupation, on demandait aux intervieweurs de communiquer avec les occupants actuels ou avec un voisin, le propriétaire ou une autre personne connaissant le logement en question. Pour chaque logement, l'intervieweur pouvait faire jusqu'à trois tentatives de contacts. S'il constatait que le logement avait été occupé le jour du recensement, il obtenait également les noms et numéros de téléphone des occupants du logement à ce moment.

3. Dépouillement, codage et contrôle

Une fois les interviews sur le terrain terminées, tous les questionnaires ont été envoyés à Ottawa en vue de leur dépouillement. Une fois rendus au bureau central, les questionnaires ont fait l'objet d'un dépouillement préliminaire, puis on en a ensuite fait l'introduction sur clavier.

D'abord, les questionnaires ne faisant pas partie de l'échantillon étaient éliminés, et lorsque plus d'un questionnaire provenait d'une même adresse on obtenait le questionnaire approprié pour chaque logement. On faisait ensuite des contrôles préliminaires et le pré-traitement général des questionnaires avant de les envoyer aux opérations de saisie de données.

Une fois la saisie des données terminée, les questionnaires ont fait l'objet d'un ensemble complet de contrôles de cohérence. On a examiné individuellement les questionnaires rejetés au contrôle afin de résoudre les incohérences.

Dans le cas de chaque logement pour lequel on déterminait qu'il avait été occupé le jour du recensement, on vérifiait le Registre des visites (RV). Si le logement était inscrit à la fois comme logement inoccupé et comme logement occupé, on présumait que la classification « occupé » était la bonne, c'est-à-dire que le logement et ses occupants avaient été dénombrés le jour du recensement. Le logement était classé dans la catégorie « hors du parc de logements » parce qu'il n'aurait pas dû être inscrit comme logement inoccupé.

Les autres questionnaires remplis pour chaque SD étaient ensuite vérifiés par rapport aux inscriptions de logements inoccupés dans le RV. Les logements pour lesquels on avait reçu un questionnaire de la vérification des logements inoccupés, mais qui n'étaient pas inscrits dans le RV, étaient supprimés du champ de l'enquête. Par ailleurs, on considérait comme des cas de non-réponse les logements inscrits dans le RV pour lesquels on n'avait pas reçu de questionnaire de la vérification des logements inoccupés.

4. Non-réponse, imputation et pondération

La non-réponse totale (c.-à-d. aucun renseignement obtenu sur un logement donné) a été traitée par ajustement des coefficients de pondération au sein de plusieurs régions infraprovinciales, soit les trois plus grandes RMR (Montréal, Toronto et Vancouver), ainsi que les autres parties urbaines et rurales de chaque province et territoire.

Pour régler les cas de non-réponse partielle sur l'occupation/inoccupation, le nombre de résidents habituels et le type de logement, on a eu recours à l'imputation. On a imputé en premier lieu l'occupation/inoccupation, dont on s'est servi ensuite pour imputer les autres variables.

Les coefficients de pondération ont ensuite été ajustés de sorte que leur somme égale le nombre connu de logements inoccupés repérés lors du recensement dans chacune des régions infraprovinciales.

La dernière étape du traitement de la vérification des logements inoccupés consistait à redresser les bases de données du recensement. Pour ce faire, on a d'abord préparé un profil à l'échelle nationale des logements incorrectement classifiés pour les régions urbaines et rurales, en se servant du type de logement et du nombre de personnes omises en raison de l'erreur de classification. Ces profils nationaux ont ensuite servi au calcul d'estimations du nombre de logements classifiés incorrectement selon le nombre de personnes dans le logement, le type de logement et les régions rurales ou urbaines à l'échelle des provinces et des territoires. En se fondant sur ces estimations, on a sélectionné au hasard des logements dénombrés présentant les mêmes caractéristiques (nombre de personnes, type de logement privé) et augmenté d'une unité leur coefficient de pondération dans le recensement. Pour chaque ménage choisi, le coefficient de pondération d'un logement inoccupé dans le même SD a été réduit à zéro de sorte que le nombre total de logements n'augmente pas.

C. Résultats

Les principaux résultats sont présentés dans les tableaux 6.2, 6.3, 6.4 et 6.5. Le tableau 6.2 fournit le nombre estimé et le taux de logements dénombrés comme inoccupés qui de fait étaient occupés, selon qu'ils sont situés dans une région urbaine ou rurale, selon la région, la province et le type de logement. Le tableau 6.3 donne le nombre de ménages et de personnes ajoutés aux chiffres du recensement de 1996 à cause de ces erreurs de classification. Le tableau 6.4 présente le nombre de logements inoccupés hors du parc de logements selon les mêmes répartitions que celles du tableau 6.2. Le tableau 6.5 présente les taux de sous-dénombrement des ménages et des personnes, ainsi que les taux de surdénombrement des logements.

1. Logements occupés

Le tableau 6.2 montre que 7,8 % des logements classés comme inoccupés lors du recensement étaient en fait occupés. Il s'agit aussi de logements occupés par des résidents étrangers ou temporaires uniquement ainsi que de logements pour lesquels au moins une personne avait été dénombrée ailleurs au Canada. Ce pourcentage constitue une baisse par rapport à celui enregistré en 1991 (10,1 %). La classification erronée de logements est plus fréquente dans les régions urbaines (9,9 %) que dans les régions rurales (5,5 %).

À l'échelle des provinces, le territoire du Yukon montre le taux d'erreur de classification le plus élevé (19,7 %). Il était suivi de l'Ontario (10,1 %), de la Colombie-Britannique (9,7 %) et de l'Alberta (7,9 %). Les taux des autres provinces étaient assez comparables, allant de 4,3 % à Terre-Neuve à 6,1 % au Québec.

Dans les trois plus grandes RMR, le taux de classification erronée de logements à Toronto (21,6 %) était beaucoup plus élevé qu'à Montréal (7,2 %) ou Vancouver (12,6 %).

Quant aux types de logement classifiés au recensement, le taux d'erreur de classification le plus bas touche les maisons individuelles non attenantes (7,6 %) et le taux le plus élevé touche les appartements dans un immeuble de cinq étages ou plus (12,1 %). Le taux d'erreur de classification est de 10,6 % dans la catégorie « autre », qui comprend les maisons jumelées, les maisons en rangée, les duplex, les appartements dans un immeuble de moins de cinq étages, les habitations mobiles et les autres logements mobiles.

Étant donné ces erreurs de classification, un certain nombre de ménages et de personnes n'ont pas été dénombrés au recensement de 1996. Toutefois, quelques-uns des 61 287 logements classifiés à tort comme inoccupés avaient en fait aussi été correctement dénombrés par le recenseur comme logements occupés (ils étaient inscrits deux fois dans le RV) et d'autres étaient occupés par des résidents étrangers ou temporaires qui ne devaient pas être inclus (à raison) dans les chiffres du recensement. Par conséquent, on a estimé que le nombre réel de ménages non dénombrés était de 46 553 et ce nombre de ménages a été ajouté aux chiffres du recensement par le biais de l'étude de la vérification des logements inoccupés. Le tableau 6.3 montre les nombres réels de ménages et de personnes ajoutés aux chiffres du recensement. Le tableau 6.5 montre que le sous-dénombrement des ménages, attribuable à l'erreur de classification, était de 0,42 %, ce qui correspond à ces 46 553 ménages. Le sous-dénombrement des personnes était de 0,30 %, soit 87 753 personnes.

2. Logements hors du parc de logements

Le dénombrement de logements inoccupés ne faisant pas partie de l'univers des logements entraîne le surdénombrement des logements. Les logements utilisés à des fins commerciales ou qui ne sont pas habitables durant toute l'année ou qui sont comptés deux fois (c.-à-d. qui sont inscrits à la fois comme occupés et comme inoccupés dans le RV) sont considérés comme ne faisant pas partie de l'univers des logements.

Pour être considéré comme propre à l'habitation durant toute l'année, un logement doit offrir un abri contre les intempéries, avoir accès à une source d'eau potable et être doté d'une source de chauffage. Il est parfois difficile de déterminer si un logement est habitable, par exemple, dans le cas de chalets, de logements en construction presque terminée ou de logements détériorés. Cette considération peut ainsi avoir une certaine part de subjectivité, de sorte que divers recenseurs peuvent classifier différemment un même logement. Pour cette raison, **les estimations des logements inoccupés pour lesquels on a déterminé lors de la vérification des logements inoccupés qu'ils ne faisaient pas partie du parc de logements, estimations présentées dans le tableau 6.4, devraient être utilisées avec prudence.**

Dans l'ensemble, les logements ne faisant pas partie du parc de logements représentent 15,2 % de tous les logements classifiés comme inoccupés lors du recensement. Le problème est légèrement plus marqué dans les régions rurales (17,5 %) que dans les régions urbaines (13,2 %). À l'échelle des provinces, le taux de logements qui ne

faisaient pas partie du parc de logements ayant été classifiés comme inoccupés variait de 7,5 % dans les Territoires du Nord-Ouest à 40,8 % à l'Île-du-Prince-Édouard.

Enfin, le tableau 6.5 montre que le surdénombrement des logements est évalué à 1,09 % de tous les logements. À l'échelle provinciale et territoriale, il varie de 0,29 % dans les Territoires du Nord-Ouest à 2,77 % en Saskatchewan.

Tableau 6.1 Taille de l'échantillon selon la province et le territoire, vérification des logements inoccupés de 1996

Province/territoire	Nbre de SD dans l'échantillon	Nbre de logements inoccupés dans l'échantillon
Canada	**1 396**	**21 252**
Terre-Neuve	82	1 758
Île-du-Prince-Édouard	48	706
Nouvelle-Écosse	90	1 531
Nouveau-Brunswick	71	937
Québec	250	4 564
Ontario	256	2 766
Manitoba	90	1 545
Saskatchewan	137	2 166
Alberta	133	1 538
Colombie-Britannique	149	2 382
Yukon	47	646
Territoires du Nord-Ouest	43	713

Tableau 6.2 Estimation du nombre de logements occupés classifiés par erreur comme inoccupés, vérification des logements inoccupés de 1996

Caractéristiques	N^bre de logements classifiés initialement comme inoccupés	Logements occupés			
		Total estimé	Erreur type	Taux (%)	Erreur type (%)
Canada	**781 594**	**61 287**	**3 296**	**7,8**	**0,4**
Urbain	415 474	41 295	2 570	9,9	0,6
Rural	366 120	19 992	2 021	5,5	0,6
Atlantique	67 671	3 303	488	4,9	0,7
Terre-Neuve	23 081	1 001	303	4,3	1,3
Île-du-Prince-Édouard	3 109	176	40	5,7	1,3
Nouvelle-Écosse	25 842	1 305	291	5,1	1,1
Nouveau-Brunswick	15 639	822	246	5,3	1,6
Québec	216 838	13 298	1 502	6,1	0,7
Ontario	262 721	26 611	2 457	10,1	0,9
Prairies	142 773	9 187	849	6,4	0,6
Manitoba	32 598	1 900	326	5,8	1,0
Saskatchewan	40 276	1 757	341	4,4	0,8
Alberta	69 899	5 530	706	7,9	1,0
Colombie-Britannique	90 112	8 714	1 269	9,7	1,4
Territoires	1 479	173	32	11,7	2,2
Yukon	748	147	30	19,7	4,0
Territoires du Nord-Ouest	731	26	10	3,6	1,4
Certaines RMR					
Montréal	70 552	5 093	858	7,2	1,2
Toronto	38 210	8 259	1 588	21,6	4,2
Vancouver	29 711	3 737	765	12,6	2,6
Type de logement privé					
Maison individuelle non attenante	329 517	24 987	2 172	7,6	0,7
Appartement dans un immeuble de cinq étages ou plus	62 829	7 593	1 584	12,1	2,5
Autre	272 067	28 707	2 102	10,6	0,8

Tableau 6.3 Nombre de ménages et de personnes ajoutés à la suite de la vérification des logements inoccupés de 1996

Caractéristiques	N[bre] de logements classifiés initialement comme inoccupés	Ménages ajoutés		Personnes ajoutées	
		Total	Erreur type	Total	Erreur type
Canada	**781 594**	**46 553**	**2 813**	**87 753**	**5 528**
Urbain	415 474	33 256	2 299	61 768	4 116
Rural	366 120	13 298	1 608	25 985	3 646
Atlantique	67 671	2 300	357	4 095	621
Terre-Neuve	23 081	564	166	1 102	328
Île-du-Prince-Édouard	3 109	114	33	238	71
Nouvelle-Écosse	25 842	1 089	253	1 826	392
Nouveau-Brunswick	15 639	532	187	930	346
Québec	216 838	9 691	1 156	17 283	2 036
Ontario	262 721	20 734	2 259	39 542	4 503
Prairies	142 773	6 638	605	12 693	1 315
Manitoba	32 598	1 517	274	2 470	415
Saskatchewan	40 276	1 030	209	1 631	303
Alberta	69 899	4 091	497	8 591	1 210
Colombie-Britannique	90 112	7 057	989	13 897	2 006
Territoires	1 479	132	28	244	47
Yukon	748	116	27	205	44
Territoires du Nord-Ouest	731	16	7	39	17
Certaines RMR					
Montréal	70 552	3 898	710	6 024	1 049
Toronto	38 210	6 827	1 469	13 324	2 888
Vancouver	29 711	3 306	727	6 965	1 522
Type de logement privé					
Maison individuelle non attenante	329 517	17 430	1 625	37 889	4 000
Appartement dans un immeuble de cinq étages ou plus	62 829	6 178	1 468	10 031	2 639
Autre	272 067	22 946	1 843	39 833	3 370

Tableau 6.4 Estimation du nombre de logements inoccupés hors du parc de logements, vérification des logements inoccupés de 1996

Caractéristiques	N[bre] de logements classifiés initialement comme inoccupés	Hors du parc de logements			
		Total estimé	Erreur type	Taux (%)	Erreur type (%)
Canada	**781 594**	**118 748**	**13 990**	**15,2**	**1,8**
Urbain	415 474	54 764	4 862	13,2	1,2
Rural	366 120	63 984	13 081	17,5	3,6
Atlantique	67 671	10 984	1 187	16,2	1,8
Terre-Neuve	23 081	4 243	925	18,4	4,0
Île-du-Prince-Édouard	3 109	1 268	229	40,8	7,4
Nouvelle-Écosse	25 842	2 862	621	11,1	2,4
Nouveau-Brunswick	15 639	2 611	339	16,7	2,2
Québec	216 838	34 061	5 169	15,7	2,4
Ontario	262 721	35 583	12 279	13,5	4,7
Prairies	142 773	23 176	2 994	16,2	2,1
Manitoba	32 598	4 829	592	14,8	1,8
Saskatchewan	40 276	10 405	2 532	25,8	6,3
Alberta	69 899	7 943	1 483	11,4	2,1
Colombie-Britannique	90 112	14 667	2 804	16,3	3,1
Territoires	1 479	278	70	18,8	4,7
Yukon	748	222	69	29,7	9,2
Territoires du Nord-Ouest	731	55	15	7,5	2,1
Certaines RMR					
Montréal	70 552	8 767	1 611	12,4	2,3
Toronto	38 210	5 396	1 524	14,1	4,0
Vancouver	29 711	4 889	1 451	16,5	4,9

Tableau 6.5 Taux de sous-dénombrement des ménages et des personnes et taux de surdénombrement des logements, vérification des logements inoccupés de 1996

Caractéristiques	Sous-dénombrement				Surdénombrement	
	Ménages[1]		Personnes[2]		Logements[3]	
	Taux (%)	Erreur type (%)	Taux (%)	Erreur type (%)	Taux (%)	Erreur type (%)
Canada	**0,42**	**0,03**	**0,30**	**0,02**	**1,09**	**0,13**
Terre-Neuve	0,30	0,09	0,20	0,06	2,26	0,49
Île-du-Prince-Édouard	0,24	0,07	0,18	0,05	2,61	0,47
Nouvelle-Écosse	0,31	0,07	0,20	0,04	0,83	0,18
Nouveau-Brunswick	0,19	0,07	0,12	0,05	0,96	0,12
Québec	0,34	0,04	0,24	0,03	1,20	0,18
Ontario	0,52	0,06	0,36	0,04	0,90	0,31
Manitoba	0,36	0,06	0,22	0,04	1,15	0,14
Saskatchewan	0,27	0,06	0,16	0,03	2,77	0,67
Alberta	0,41	0,05	0,31	0,04	0,81	0,15
Colombie-Britannique	0,48	0,07	0,36	0,05	1,02	0,20
Yukon	0,98	0,23	0,64	0,14	1,92	0,60
Territoires du Nord-Ouest	0,08	0,04	0,06	0,03	0,29	0,08
Certaines RMR						
Montréal	0,29	0,05	0,18	0,03	0,65	0,12
Toronto	0,45	0,10	0,30	0,07	0,36	0,10
Vancouver	0,46	0,10	0,37	0,08	0,70	0,21

[1] S'obtient en calculant le rapport du nombre de ménages omis (en raison de l'erreur de classification des logements inoccupés) au nombre total de ménages qui auraient dû être dénombrés, c'est-à-dire le nombre de ménages dénombrés plus le sous-dénombrement des ménages calculé à partir de la contre-vérification des dossiers de 1996 moins le surdénombrement des ménages calculé à partir de la contre-vérification des dossiers de 1996, l'étude par appariement automatisé de 1996 et l'étude des logements collectifs de 1996.

[2] S'obtient en calculant le rapport du nombre de personnes omises (en raison de l'erreur de classification des logements inoccupés) au nombre total de personnes qui auraient dû être dénombrées, c'est-à-dire le nombre de personnes dénombrées plus le sous-dénombrement des personnes calculé à partir de la contre-vérification des dossiers de 1996 moins le surdénombrement des personnes calculé à partir de la contre-vérification des dossiers de 1996, l'étude par appariement automatisé de 1996 et l'étude des logements collectifs de 1996.

[3] S'obtient en calculant le rapport du nombre de constructions non comprises dans le parc de logements et classifiées incorrectement comme logements inoccupés au nombre total de logements dans le parc de logements, c'est-à-dire le nombre total de logements dénombrés moins le nombre de logements dénombrés ne faisant pas partie du parc de logements.

VII. Contre-vérification des dossiers

A. Introduction

Après chaque recensement depuis 1966, la contre-vérification des dossiers (CVD) a permis d'évaluer le sous-dénombrement au recensement, c'est-à-dire d'estimer le nombre de personnes et de ménages qui n'ont pas été dénombrés lors du recensement. Les résultats de la CVD sont combinés aux autres études pour calculer le sous-dénombrement net. En 1996, pour la première fois, l'étude sur les logements privés, menée en 1991 pour mesurer le surdénombrement, a été intégrée à la contre-vérification des dossiers.

Les principaux objectifs de la contre-vérification des dossiers de 1996 étaient :

a) d'étudier les effets du sous-dénombrement de la population lors du recensement de 1996 et de procéder à l'estimation du sous-dénombrement dans les provinces et territoires ainsi que pour certains sous-groupes importants de la population;

b) d'obtenir une indication de l'importance du sous-dénombrement des ménages lors du recensement de 1996;

c) d'étudier les caractéristiques des personnes et des ménages non recensés en vue de connaître les causes possibles de ces erreurs;

d) d'obtenir une indication du niveau de surdénombrement des personnes et des ménages dans les logements privés lors du recensement de 1996.

Le sous-dénombrement de la population et des ménages est généralement considéré comme l'une des plus importantes sources d'erreurs affectant les données du recensement. Il introduit un biais négatif dans la mesure où les données publiées par le recensement sous-estiment les vrais totaux de la population et des ménages. Pour ce qui est du surdénombrement, il introduit un biais positif, car les données publiées par le recensement surestiment les vrais totaux de la population et des ménages. Ces deux sources d'erreur peuvent également fausser les répartitions des caractéristiques de la population et des ménages estimées à partir des données du recensement si les personnes surdénombrées et non dénombrées ne possèdent pas les mêmes caractéristiques que les personnes dénombrées.

B. Méthodologie

La population cible de la CVD de 1996 était la même que celle du recensement de 1996, soit toutes les personnes qui résidaient au Canada le 14 mai 1996 ainsi que les employés du gouvernement canadien et les militaires déployés à l'extérieur du Canada, et les personnes sur des navires marchands battant pavillon canadien. Ainsi, l'échantillon de la CVD se composait de personnes qui auraient dû être dénombrées lors du recensement de 1996 et il a été choisi à partir de sources indépendantes de ce même recensement. Peu après le recensement, un certain nombre d'opérations de dépistage ont été entreprises pour contacter et interviewer les personnes choisies (PC) dans l'échantillon et déterminer leur adresse du jour du recensement, soit le 14 mai 1996. On a ensuite effectué des recherches dans les documents du recensement pour déterminer si ces personnes avaient été dénombrées ou non en 1996, et en plus, si elles avaient été dénombrées plus d'une fois ou par erreur (p. ex. personnes décédées qui ont été dénombrées).

Ces opérations de dépistage et de recherche ont permis de classer chaque PC dans une des catégories suivantes : PC dénombrées une fois; PC dénombrées plus d'une fois; PC non dénombrées; PC décédées; PC décédées et dénombrées par erreur; PC émigrées; PC émigrées et dénombrées par erreur; PC à l'étranger; PC hors cible; PC non identifiées; PC non dépistées ou PC non classifiées. Ces résultats ont ensuite été pondérés pour refléter la taille de la population.

1. Construction des bases de sondage et sélection de l'échantillon

La population cible, qui comprenait toutes les personnes qui auraient dû être dénombrées au recensement de 1996, a été formée à partir de six sources ou bases de sondage. Les cinq premières bases ont été utilisées pour l'estimation du sous-dénombrement dans les dix provinces tandis que les estimations pour les deux territoires étaient calculées grâce aux échantillons de la dernière base seulement. En tout, on a choisi 57 016 personnes réparties parmi les bases. Le tableau 7.1 présente la répartition de l'échantillon selon les bases de sondage.

Tableau 7.1 Bases de sondage, contre-vérification des dossiers de 1996

Base de sondage	Définition	Taille de l'échantillon (personnes)
Recensement	Toutes les personnes dénombrées lors du recensement de 1991.	42 065
Personnes non dénombrées	Toutes les personnes non dénombrées lors du recensement de 1991.	2 341
Naissances	Tous les enfants nés entre le 4 juin 1991 et le 13 mai 1996.	3 390
Immigrants	Tous les immigrants reçus arrivés au Canada entre le 4 juin 1991 et le 13 mai 1996.	2 605
Détenteurs de permis et réfugiés	Tous les titulaires de permis de travail ou de séjour pour étudiants, de permis ministériel (y compris les prolongations) ou les demandeurs du statut de réfugié, qui étaient au Canada le 14 mai 1996.	1 465
Fichiers d'assurance-santé	Toutes les personnes inscrites dans les fichiers d'assurance-santé du Yukon et des Territoires du Nord-Ouest, qui étaient au Canada le 14 mai 1996.	5 150
Total		**57 016**

L'échantillonnage a été effectué indépendamment à l'intérieur de chaque base. Le plan de sondage variait d'une base à l'autre selon la nature de la liste utilisée. Les taux d'échantillonnage n'étaient pas uniformes à l'intérieur des bases. On a eu recours à des taux de sondage plus élevés pour les sous-groupes où l'on prévoyait un sous-dénombrement important ou un taux de dépistage plus faible, ceci dans le but de rendre le plan de sondage plus efficace.

Dans la base du recensement, on a remplacé l'échantillonnage à deux degrés avec stratification géographique utilisé dans la CVD de 1991 par un échantillonnage à un degré avec stratification démographique et une distribution optimale basée sur le taux de sous-dénombrement et de dépistage historique et la taille de la strate. En fait, la population était stratifiée par sa province de résidence, son sexe, son âge et son état matrimonial. Les personnes dénombrées sur des réserves indiennes et dans des logements collectifs formaient des strates séparées. Un échantillon a alors été sélectionné dans chacune des strates ainsi formées afin d'observer le plus de cas de personnes non dénombrées possible. Les fractions de sondage n'étaient pas les mêmes dans chaque strate. Par exemple, lors de la sélection, on a attribué une probabilité d'être choisi plus grande aux hommes âgés de 20 à 29 ans en 1996, car on avait observé lors des CVD précédentes que le sous-dénombrement est toujours plus important dans cette strate.

Pour la base des naissances, on a obtenu une copie des enregistrements de naissances de la Statistique de l'état civil, pour la période intercensitaire. La base a ensuite été stratifiée par province de résidence et année de naissance. On a construit la base des immigrants grâce aux dossiers de l'immigration d'Emploi et Immigration Canada. Cette base a été stratifiée selon l'année d'arrivée au pays. Pour chacune de ces deux bases, on a ensuite utilisé l'échantillonnage à un degré.

La base des personnes non dénombrées est une base de sondage conceptuelle puisqu'il n'existe pas de liste de toutes les personnes non dénombrées au recensement de 1991. L'échantillon de cette base est constitué de tous les cas classifiés « non dénombrés » lors de la CVD de 1991. L'échantillon n'est pas stratifié comme tel quoiqu'il y ait une stratification implicite car les cas non dénombrés en 1991 provenaient de bases et de strates différentes dans la CVD de 1991.

Les détenteurs de permis ont été regroupés par province selon le type de permis. De même, la liste des réfugiés a été stratifiée par province. Des échantillons à un degré ont été choisis dans les strates ainsi formées.

Enfin, pour former les strates pour chaque territoire dans la base des fichiers d'assurance-santé, on a utilisé les variables âge, sexe, région (urbaine ou rurale) et, pour les Territoires du Nord-Ouest seulement, le statut autochtone. Des échantillons à un degré ont été tirés dans chaque strate.

Un problème qui se pose avec des bases multiples, c'est que des personnes peuvent être incluses sur plus d'une base. Par exemple, une personne qui est sur la base des immigrants pouvait être au Canada en juin 1991 avec un permis de travail et aurait été dénombrable par le recensement de 1991. Elle serait donc à la fois sur la base des immigrants, et sur celle du recensement si elle était dénombrée ou des personnes non dénombrées si elle était non dénombrée. Il est donc important d'identifier tous les cas potentiels de chevauchement de base, sinon les estimations produites risquent d'être trop élevées puisque les personnes se trouvent à être comptées deux fois. Un autre problème est qu'aucune des bases de sondage couvre les personnes émigrées ou hors pays au recensement de 1991 qui sont revenues durant la période intercensitaire (« Canadiens de retour »). On estime à 116 000 le nombre de ces personnes dont on n'a pas estimé le nombre de non dénombrées.

2. Opérations de dépistage et de recherche et vérification de la classification

Le but des diverses opérations de la CVD était de classer chaque personne choisie dans une des catégories suivantes :

a) dénombrée une fois lors du recensement de 1996;

b) dénombrée plus d'une fois lors du recensement de 1996;

c) non dénombrée lors du recensement de 1996;

d) décédée avant le recensement de 1996;

e) émigrée avant le recensement de 1996;

f) temporairement à l'étranger au moment du recensement de 1996;

g) hors cible, c'est-à-dire, la PC ne devrait pas être incluse dans le recensement de 1996 (par exemple, enfants nés après le 14 mai 1996, détenteurs de permis et réfugiés qui n'étaient plus au Canada), ou bien couverte par plus d'une base;

h) non identifiée, c'est-à-dire que l'information tel le nom, la date de naissance ou le sexe, était manquante et donc insuffisante pour démarrer ou valider le processus de dépistage;

i) non dépistée, c'est-à-dire que la PC n'a pas été contactée et interviewée afin d'établir si elle faisait partie de la population cible du recensement et, si oui, quel était son lieu de résidence habituel le jour du recensement;

j) non classifiée, c'est-à-dire qu'un contact a établi que la PC fait partie de la population cible mais l'information recueillie ne nous permettait pas d'attribuer une classification finale (parce que les adresses recueillies étaient trop vagues).

L'ensemble des opérations nécessaires pour arriver à cette classification se divisait en deux genres d'opérations : le dépistage et la recherche. Le dépistage avait pour but d'obtenir l'adresse et le statut de la PC le jour du recensement de 1996 tandis que la recherche consistait en une vérification des documents du recensement (registres des visites et questionnaires) et de la base de données afin de déterminer si la PC était bien dénombrée.

Puisque les adresses obtenues au moment de la sélection de l'échantillon dataient pour la plupart du recensement de 1991 et n'étaient donc en grande partie plus à jour, on entreprenait un appariement avec des fichiers administratifs afin d'obtenir une mise à jour de l'adresse de la PC et de chacun des membres de son ménage. La mise à jour de l'information sur les autres membres du ménage est l'une des améliorations les plus importantes de la CVD de 1996. L'information supplémentaire obtenue a grandement facilité le dépistage de la PC. Dans les cas où il y avait appariement, le jumelage permettait d'obtenir une adresse qui datait généralement du printemps de l'année 1995.

L'information était envoyée aux bureaux régionaux de Statistique Canada où des intervieweurs tentaient de retracer la PC à son adresse actuelle afin de procéder à une entrevue téléphonique. Lorsqu'il était impossible de joindre la PC elle-même (pour les enfants, un adulte responsable de la PC), une personne du même ménage ou connaissant assez bien la PC pour remplir le questionnaire était interviewée; mais les intervieweurs avaient la consigne de tout mettre en oeuvre afin de parler à la PC. L'intervieweur recueillait des renseignements sur l'adresse exacte de la PC le jour du recensement, avec le nom et les caractéristiques socio-démographiques et économiques des personnes qui habitaient avec la PC à ce moment, ainsi que toutes les autres adresses où elle aurait pu être recensée. L'information recueillie lors du dépistage et de l'interview téléphonique a permis de classer les cas en PC contactées, PC décédées, PC émigrées, PC temporairement à l'étranger ou PC non dépistées.

Dans tous les cas contactés où le dépistage téléphonique avait permis d'obtenir une ou des adresses probables de la PC le jour du recensement, on effectuait une recherche dans les documents du recensement de 1996 complétés à chacune de ces adresses. Les opérations de recherche comportaient trois parties : premièrement, une conversion automatisée de l'adresse en zone de recherche constituée en un ou plusieurs secteurs de dénombrement; deuxièmement, une recherche automatisée des caractéristiques (date de naissance et sexe) de la PC et des membres de son ménage dans la base des données du recensement pour identifier les appariements possibles, ceci dans la zone de recherche créée à l'étape précédente; enfin, une recherche manuelle des questionnaires du recensement identifiés pour vérifier si le nom et l'adresse de la PC y figuraient. Cette stratégie qui consiste à apparier le ménage de la PC, et non seulement la PC, à la base du recensement est l'amélioration la plus significative dans le traitement des données de la CVD de 1996. On déterminait ainsi si la PC aurait du être dénombrée, était dénombrée et, le cas échéant, était dénombrée à plus d'une adresse.

Dans les cas non contactés, les mêmes opérations de recherche étaient menées en utilisant les adresses obtenues pour préparer le dépistage.

Les cas qui n'avaient pas été trouvés sur un questionnaire du recensement à cette étape du traitement ou ceux qui n'avaient pas été envoyés au dépistage en raison de leur sélection tardive ont fait l'objet d'un suivi effectué dans les bureaux régionaux de Statistique Canada. On tentait de contacter la PC pour rassembler plus d'information sur l'endroit où elle était le jour du recensement et la raison pour laquelle elle n'avait pas été dénombrée au recensement. Si cet essai était fructueux, on recherchait alors la PC dans le questionnaire du recensement correspondant à la nouvelle adresse. Dans 87 % des cas de suivi, une information supplémentaire a été recueillie.

Une nouvelle opération a vu le jour lors de la CVD de 1996. Cette opération, appelée le méga-appariement, permettait de classifier des PC comme étant dénombrées à des adresses qui n'avaient pas été recueillies lors du dépistage ou à des adresses imprécises qui ne pouvaient pas être recherchées. Cette opération consistait à apparier le ménage de la PC, en utilisant le jour, le mois et l'année de la date de naissance ainsi que le sexe, avec la base du recensement de 1996 afin d'identifier tous les ménages dans la base ayant deux personnes et plus en commun avec celles du ménage en question. Quelques fois, ceci nous a permis de résoudre une adresse où la PC n'était pas dénombrée mais où les membres de son ménage étaient dénombrés.

Avant de passer à la classification finale, toutes les PC qui n'avaient pas été trouvées dénombrées suite aux recherches faisaient l'objet de recherches additionnelles. On tentait d'obtenir d'autres adresses à l'aide de bottins téléphoniques électroniques ou d'une base de données de Revenu Canada.

Après toutes ces étapes, on était en mesure de classer toutes les PC dans une des catégories déjà mentionnées au début de la section.

Pour être classée « PC dénombrée une fois » ou « PC dénombrée plus d'une fois », une PC devait être inscrite sur un questionnaire de recensement (nom, date de naissance et sexe), et il devait y avoir un enregistrement pour elle dans la base de données du recensement. Pour ce faire, ces cas ont été appariés à la base de données du recensement afin de confirmer leur statut de dénombrés. De plus, pour un important échantillon de ces cas, des commis ont revérifié les questionnaires correspondant à l'adresse de dénombrement.

Une personne était classée « PC non dénombrée » lorsque l'on confirmait qu'elle était vivante et au Canada le jour du recensement mais qu'elle ne figurait sur aucun des questionnaires du recensement correspondant aux adresses obtenues lors des opérations de dépistage. Une revue en détail de tous les cas classés « PC non dénombrée » a été effectuée pour s'assurer que toutes les adresses probables avaient été obtenues et recherchées.

Pour les cas de « PC décédée », on a vérifié dans les fichiers administratifs de décès (disponibles à Statistique Canada) afin de s'assurer que le décès avait bien eu lieu avant le 14 mai 1996. Dans certains cas douteux, on a même effectué une recherche à la dernière adresse de résidence obtenue lors du dépistage téléphonique. On n'a pu procéder à une vérification semblable pour les personnes dépistées comme « ayant émigré avant le 14 mai 1996 », car il n'existe pas de registres de l'émigration au Canada. Par contre, on pouvait parfois se servir de la base de données de Revenu Canada pour confirmer les cas d'émigration. La classification de ces dernières personnes dans cette catégorie dépendait de la fiabilité de la source d'information. Enfin, on a effectué une recherche du questionnaire correspondant à la dernière adresse de résidence au Canada pour les personnes classées « PC temporairement à l'étranger » afin de s'assurer qu'elles n'avaient pas été inscrites à cette adresse par d'autres personnes.

Selon les résultats de ces diverses vérifications, certains cas ont été reclassifiés dans une autre catégorie. Le tableau 7.2 donne la répartition finale de l'échantillon selon la catégorie et selon la base. Des 57 016 PC choisies au départ dans l'échantillon, on constate que 2 292 (4,0 % de l'échantillon) n'avaient pas été dénombrées au recensement de 1996 tandis que 49 198 (86,3 %) PC étaient dénombrées. On remarque que 2 292 (4,0 %) PC étaient des non répondants pour l'étude (ceci inclut les PC non identifiées, les PC non dépistées et les PC non classifiées). Les autres 3 234 (5,7 %) personnes qui étaient décédées ou qui ne résidaient plus au Canada (PC émigrées, PC à l'étranger ou PC hors cible) représentaient l'attrition de l'échantillon. Il faut noter que ces chiffres sont des résultats bruts, c'est-à-dire des comptes avant pondération, et ne représentent pas les taux de dénombrement et de sous-dénombrement du recensement.

3. Création d'une base de données finale et estimation

Pour obtenir une base de données finale, on a procédé en cinq étapes principales :

a) la saisie et le contrôle de certaines données sur le questionnaire de la CVD;

b) l'imputation de la non-réponse partielle au questionnaire de la CVD;

c) l'incorporation des résultats des recherches sur les adresses et de la classification;

d) le traitement pour la non-réponse totale et autres ajustements des coefficients de pondération;

e) le calcul des estimations finales du sous-dénombrement et des erreurs types.

Toutes les informations sur les questionnaires de la CVD ont été saisies. Certaines questions correspondaient à des informations demandées sur le questionnaire du recensement. On posait ces questions afin de calculer des estimations du sous-dénombrement pour divers sous-groupes de la population et des ménages. Ces informations constituent l'embryon de la base de données finale.

Dans certains cas, il y avait des informations manquantes ou inexactes pour une ou plusieurs questions. Lorsque c'était possible, on vérifiait d'autres sources, telles les bases de sondage et les fichiers administratifs, pour obtenir l'information désirée. En dernier recours, on procédait à l'imputation des valeurs. On parle ici de très peu de cas d'imputation.

Les résultats du traitement des adresses et de la classification des PC dont on a discuté dans la section précédente, ont été ajoutés à la base de données finale.

La première étape visant à produire des estimés à partir de la classification finale de l'échantillon de la CVD est d'ajuster les coefficients de pondération d'échantillonnage des répondants afin de tenir compte des non-répondants de chaque type, soit les cas de PC non identifiées, PC non dépistées et PC non classifiées. Le taux de non-réponse global est de 4,01 %, où se sont les PC non dépistées qui représentent la majorité des cas de non-réponse. Essentiellement, le coefficient de pondération total des non-répondants est redistribué aux répondants. Cette redistribution se fait à l'intérieur de groupes de répondants et de non-répondants appelés groupes d'ajustement, que l'on suppose semblables au niveau de la probabilité d'être manqués au recensement. Un critère majeur lors de la formation de ces groupes d'ajustement est la mobilité potentielle de la PC, car il est raisonnable de penser qu'une personne qui change de résidence a de plus fortes chances d'être manquée qu'une personne qui ne l'est pas.

L'ajustement pour la non-réponse est fait en trois étapes indépendantes. Tout d'abord, la somme des coefficients de pondération des non-identifiés est redistribuée parmi les répondants du même groupe d'ajustement. Ces groupes d'ajustement des coefficients de pondération correspondent, plus ou moins, à la strate au sein de laquelle la PC a été sélectionnée initialement. Le même procédé est ensuite employé pour les non-dépistés et les non-classifiés. Le coefficient de pondération attribué à ces non-répondants a été réparti entre tous les répondants dans le même groupe d'ajustement à une exception près. Parmi les personnes classées comme dénombrées, seules celles qui avaient déménagé récemment pouvaient se voir attribuer le coefficient de pondération correspondant aux personnes non dépistées et aux personnes non classées.

Une dernière modification des coefficients de pondération a été effectuée. Il s'agit d'une poststratification ou d'un ajustement des coefficients de pondération assurant la compatibilité avec les totaux connus dans la population des bases de sondage. La première étape consistait à tenir compte de la couverture incomplète de la population par les fichiers de santé des territoires. On a ensuite procédé à un ajustement pour les résidents non permanents à l'aide de chiffres plus précis. Finalement, on a résolu les divergences de type âge et sexe entre la base du recensement et celle de la CVD.

Une modification supplémentaire des coefficients de pondération a été effectuée pour les PC considérées comme étant dénombrées plus d'une fois. Dans certains cas, les adresses fournies par la PC étaient trop vagues pour qu'on puisse les repérer. La modification des coefficients de pondération tenait compte de ce type de non-réponse.

Les tableaux 7.2 et 7.3 présentent la répartition de l'échantillon de la CVD dans les catégories de classification finale de façon non pondérée et pondérée en utilisant les coefficients de pondération définitifs.

Le tableau 7.4 présente les résultats de la CVD pour ce qui est de la composante portant sur le surdénombrement, notamment le nombre non pondéré et le nombre pondéré de PC qui ont été dénombrées plus d'une fois ou qui ont été dénombrées par erreur. Il montre également la division entre les cas repérés par l'étude par appariement automatisé (ÉAA) et par l'étude sur les logements collectifs (ÉLC), et les cas de surdénombrement qui ne peuvent être relevés que par la CVD. Ce ne sont que ces derniers cas de surdénombrement qui sont pris en considération dans les estimations globales du surdénombrement de la population et des ménages, tel qu'il est décrit au chapitre X. Bien que la CVD, l'ÉAA et l'ÉLC permettent d'évaluer les mêmes catégories de surdénombrement, les résultats de la CVD sont moins précis, c'est-à-dire que les coefficients de pondération attribués aux cas de surdénombrement relevés par la CVD sont plus élevés que ceux attribués aux cas repérés par l'ÉAA et par l'ÉLC.

Tableau 7.2 Distribution de l'échantillon selon la classification finale et la base, contre-vérification des dossiers de 1996[1]

Bases	Recensement		Naissances		Immigrants		Personnes non dénombrées		Détenteurs de permis et réfugiés		Fichiers de l'assurance-santé		Total	
Classification finale des personnes choisies	**Nombre**	**%**	**Nombre**	**%**	**Nombre**	**%**	**Nombre**	**%**	**Nombre**	**%**	**Nombre**	**%**	**Nombre**	**%**
Dénombrées (au moins une fois)	37 608	89,5	3 117	92,0	1 726	66,2	1 510	64,6	716	48,9	4 521	87,8	49 198	86,4
Non dénombrées	1 347	3,2	86	2,5	184	7,1	212	9,0	209	14,3	254	4,9	2 292	4,0
Décédées	1 348	3,2	22	0,6	7	0,3	60	2,6	1	0,1	11	0,2	1 449[2]	2,5
Émigrées	271	0,6	18	0,5	72	2,8	33	1,4	0	0,0	6	0,1	400[3]	0,7
À l'étranger	132	0,3	18	0,5	50	1,9	20	0,8	0	0,0	14	0,3	234	0,4
Hors cible	59	0,1	6	0,2	351	13,5	349	14,9	251	17,1	135	2,6	1 151	2,0
Non identifiées	400	1,0	13	0,4	0	0,0	0	0,0	27	1,8	0	0,0	440	0,8
Non dépistées	686	1,6	97	2,9	193	7,4	125	5,3	224	15,3	107	2,1	1 432	2,5
Non classifiées	214	0,5	13	0,4	22	0,8	32	1,4	37	2,5	102	2,0	420	0,7
Total	**42 065**	**100,0**	**3 390**	**100,0**	**2 605**	**100,0**	**2 341**	**100,0**	**1 465**	**100,0**	**5 150**	**100,0**	**57 016**	**100,0**

[1] Ces comptes sont des résultats bruts, avant pondération, et ne représentent pas les taux de couverture et de sous-dénombrement du recensement.
[2] Inclut 3 cas dénombrés par erreur.
[3] Inclut 8 cas dénombrés par erreur.

Tableau 7.3 Distribution de l'échantillon (pondéré) selon la classification finale et la base, contre-vérification des dossiers de 1996[1]

Bases	Recensement		Naissances		Immigrants		Personnes non dénombrées		Détenteurs de permis et réfugiés		Fichiers de l'assurance-santé		Total	
Classification finale des personnes choisies	Nombre	%	Nombre	%	Nombre	%	Nombre	%	Nombre	%	Nombre	%	Nombre	%
Dénombrées (au moins une fois)	24 902 996	92,3	1 803 804	94,6	807 556	69,3	855 025	72,7	143 775	60,3	98 411	90,4	28 611 567	90,5
Non dénombrées	722 255	2,7	51 302	2,7	84 743	7,3	120 715	10,3	44 524	18,7	5 699	5,2	1 029 238	3,3
Décédées	1 030 017	3,8	14 647	0,8	2 382	0,2	34 086	2,9	181	0,1	291	0,3	1 081 605	3,4
Émigrées	210 143	0,8	15 086	0,8	34 461	3,0	22 586	1,9	0	0,0	208	0,2	282 485	0,9
À l'étranger	97 474	0,4	16 374	0,9	24 859	2,1	15 764	1,3	0	0,0	381	0,4	154 852	0,5
Hors cible	30 037	0,1	4 714	0,2	211 111	18,1	128 369	10,9	49 904	20,9	3 770	3,5	427 905	1,4
Total	**26 992 922**	**100,0**	**1 905 927**	**100,0**	**1 165 113**	**100,0**	**1 176 545**	**100,0**	**238 385**	**100,0**	**108 760**	**100,0**	**31 587 652**	**100,0**

[1] Ces comptes sont des résultats bruts et ne représentent pas les taux de couverture et de sous-dénombrement du recensement.

Tableau 7.4 Nombre non pondéré et pondéré de cas de surdénombrement, contre-vérification des dossiers de 1996

Province/territoire	Nombre de personnes choisies surdénombrées			Nombre pondéré de personnes choisies surdénombrées		
	Dénombrées par l'ÉAA ou l'ÉLC	Non dénombrées par l'ÉAA ou l'ÉLC	Total	Dénombrées par l'ÉAA ou l'ÉLC	Non dénombrées par l'ÉAA ou l'ÉLC	Total
Terre-Neuve	10	19	29	2 373	2 854	5 227
Île-du-Prince-Édouard	3	18	21	180	764	944
Nouvelle-Écosse	11	10	21	3 066	1 814	4 880
Nouveau-Brunswick	2	13	15	631	2 725	3 356
Québec	17	39	56	17 038	36 715	53 753
Ontario	10	40	50	11 054	33 678	44 732
Manitoba	6	18	24	1 305	6 331	7 636
Saskatchewan	4	10	14	979	3 139	4 118
Alberta	2	20	22	2 266	10 259	12 525
Colombie-Britannique	13	31	44	5 784	17 069	22 853
Yukon	4	6	10	66	142	208
Territoires du Nord-Ouest	4	17	21	113	402	515
Canada	**86**	**241**	**327**	**44 855**	**115 893**	**160 748**

ÉAA = Étude par appariement automatisé
ÉLC = Étude sur les logements collectifs

VIII. Étude par appariement automatisé

A. Méthode

Le surdénombrement au recensement est attribuable principalement aux cas de personnes qui figurent plus d'une fois dans la base de données du recensement. L'étude par appariement automatisé (ÉAA) vise à repérer et à estimer le surdénombrement dans les logements privés en cherchant dans la base de données du recensement des paires de ménages résidant dans la même région géographique (Atlantique, Québec, Ontario, reste du Canada), qui comprennent des personnes de même sexe ayant la même date de naissance complète. Deux ensembles de programmes ont été mis en oeuvre. Le premier permettait de repérer des paires de ménages résidant dans la même région et comptant au moins deux appariements parfaits de personnes (306 557 appariements), alors que le deuxième relevait des paires de ménages résidant dans la même circonscription électorale fédérale (CÉF) et comportant un seul appariement parfait de personnes (689 747 appariements). On a procédé ensuite à la stratification des paires de ménages repérées. Les questionnaires de recensement établis pour un échantillon de paires de ménages prélevées dans chacune des strates ont été manuellement comparés pour déterminer s'il y avait eu surdénombrement, c'est-à-dire que la liste de personnes inscrites sur le questionnaire d'un des ménages était comparée à la liste des personnes inscrites sur le questionnaire rempli par l'autre ménage. Lorsque les mêmes personnes figuraient sur les deux questionnaires on considérait qu'il s'agissait d'un cas de surdénombrement.

En 1991, l'opération d'appariement automatisé ne comparait que des ménages résidant dans un même secteur de dénombrement (SD). En 1996, l'ÉAA a été élargie considérablement pour permettre la comparaison des ménages résidant dans une même région géographique (Atlantique, Québec, Ontario, reste du Canada).

B. Plan d'échantillonnage et traitement

Les 996 304 paires de ménages relevées dans le cadre de l'ÉAA constituaient la base de sondage. La méthode de stratification appliquée visait à produire des strates qui seraient à la fois représentatives et de taille raisonnable. Il s'agissait de regrouper des paires de ménages présentant des probabilités similaires de surdénombrement. La base des paires de ménages a été stratifiée en fonction de la province, de la proximité géographique, du nombre d'appariements parfaits et de quasi-appariements de personnes entre les ménages et du nombre de personnes dans chaque ménage. Voici les mesures de la proximité géographique qui ont été utilisées :

- les deux ménages sont situés dans le même SD;
- les deux ménages sont situés dans la même CÉF, mais dans des SD différents;
- les deux ménages sont situés dans la même province, mais dans des CÉF différentes;
- les deux ménages sont situés dans la même région (Atlantique, Québec, Ontario, reste du Canada), mais dans des provinces différentes.

On a sélectionné, dans chaque strate, un échantillon de paires de ménages dont on a vérifié les questionnaires de recensement afin de déterminer si les mêmes personnes avaient été inscrites sur les deux questionnaires. Aucun échantillon n'a été prélevé dans les strates comptant moins de 250 paires de ménages à l'échelle nationale. On a vérifié au total 7 688 paires de ménages, ce qui a permis de repérer 12 548 personnes inscrites sur deux questionnaires dans 3 472 paires de ménages. Des coefficients de pondération ont été attribués à ces personnes selon le plan d'échantillonnage.

Le tableau 8.1 montre le nombre de paires de ménages appariées dans la base de sondage, le nombre de paires de ménages vérifiées et le nombre de personnes inscrites dans les deux questionnaires de recensement.

Tableau 8.1 Taille de l'échantillon et nombre de personnes surdénombrées, étude par appariement automatisé de 1996

Province/territoire	Base	Échantillon	Nombre de personnes surdénombrées
	Nombre de paires appariées *ménages*	Nombre de paires vérifiées *ménages*	
Canada	**996 304**	**7 688**	**12 548**
Terre-Neuve	8 806	413	605
Île-du-Prince-Édouard	1 542	214	284
Nouvelle-Écosse	18 952	511	756
Nouveau-Brunswick	13 058	465	621
Québec	264 958	1 332	1 744
Ontario	433 381	1 629	3 108
Manitoba	26 654	565	858
Saskatchewan	20 094	534	496
Alberta	77 526	830	1 066
Colombie-Britannique	129 855	960	2 717
Yukon	385	89	59
Territoires du Nord-Ouest	1 093	146	237
Nunavut	653	47	78
Territoires du Nord-Ouest – ouest	440	99	159

IX. Étude sur les logements collectifs

A. Stratification, tirage de l'échantillon et collecte des données

L'étude sur les logements collectifs visait toutes les personnes dénombrées comme résidents habituels dans un logement collectif et a permis de mesurer le surdénombrement attribuable à l'erreur de réponse, laquelle se produit lorsque deux questionnaires du recensement sont remplis à des logements différents. Un logement collectif est un établissement commercial, institutionnel, ou communautaire dans lequel résident au moins dix personnes non apparentées. Il existe deux genres de logements collectifs : les établissements institutionnels comme les hôpitaux et les prisons, et les logements collectifs non institutionnels comme les hôtels, les YMCA et les résidences scolaires.

Pendant le dénombrement des logements collectifs le 14 mai 1996, les recenseurs affectés au dénombrement des établissements institutionnels consultaient les dossiers administratifs de ces établissements en vue de consigner une autre adresse pour chacun des résidents (p. ex. patients, détenus). Le personnel résident des logements collectifs institutionnels ainsi que les résidents habituels des logements collectifs non institutionnels ont rempli un questionnaire individuel du recensement sur lequel ils devaient inscrire une autre adresse. L'ensemble de ces adresses a constitué une base de sondage pour l'étude sur les logements collectifs (ÉLC).

L'ÉLC comportait deux composantes : la composante des établissements institutionnels qui portait sur les logements collectifs institutionnels, et la composante des logements non institutionnels qui portait sur les logements collectifs non institutionnels. On a appliqué une méthode de répartition optimale fondée sur le nombre de résidents habituels pour partager l'échantillon entre les deux composantes de l'étude. Pour la composante des établissements institutionnels, l'échantillon a été réparti entre les provinces en fonction du nombre de résidents habituels dans les logements collectifs institutionnels. On a procédé à un échantillonnage à deux degrés en prélevant d'abord un échantillon de 891 établissements institutionnels, puis un échantillon de 8 818 résidents habituels au sein des établissements sélectionnés. Pour la composante de l'étude portant sur les logements collectifs non institutionnels, l'échantillon a été également réparti entre les provinces selon le nombre de résidents habituels dans ces logements. Un échantillon de 265 secteurs de dénombrement a alors été tiré. Tous les résidents habituels des logements collectifs non institutionnels situés dans les secteurs de dénombrement choisis (3 743 personnes) ont été inclus dans l'échantillon de cette composante de l'étude.

B. Traitement

Le traitement des données comportait des étapes similaires à celles de la contre-vérification des dossiers. Pour chaque personne comprise dans l'échantillon, les questionnaires remplis à l'autre adresse ont été vérifiés afin de déterminer si elle avait été dénombrée une seconde fois. Si la personne en question était inscrite sur le questionnaire, elle était considérée comme un cas de surdénombrement. Parmi les personnes choisies (PC), 7 048 répondants avaient fourni une autre adresse alors que 5 513 personnes n'en avaient pas indiqué. On a repéré respectivement dans l'échantillon des logements collectifs non institutionnels et dans l'échantillon des établissements institutionnels 130 et 432 PC qui avaient été dénombrées également dans un logement privé.

Pour 54 PC dans l'échantillon des logements non institutionnels et 117 PC dans l'échantillon des établissements institutionnels, les adresses consignées sur le questionnaire du recensement étaient trop vagues pour qu'on puisse trouver le questionnaire correspondant. Les coefficients de pondération initiaux déterminés de façon inversement proportionnelle à la probabilité de sélection ont été rajustés pour tenir compte de ce type de non-réponse. Il s'agissait essentiellement de répartir entre les répondants les coefficients de pondération attribués aux non-répondants. Pour la composante portant sur les établissements institutionnels, les coefficients de pondération ont aussi été ajustés de façon que les données soient compatibles avec les chiffres connus du recensement à l'échelle provinciale.

Le tableau 9.1 montre la répartition de l'échantillon final ainsi que le nombre de cas de surdénombrement relevés dans le cadre de chacune des composantes de l'étude.

Tableau 9.1 Taille de l'échantillon et nombre de personnes surdénombrées, étude sur les logements collectifs de 1996

	Logements collectifs institutionnels		Logements collectifs non institutionnels	
Province/territoire	Nombre de personnes dans l'échantillon	Cas de surdénombrement	Nombre de personnes dans l'échantillon	Cas de surdénombrement
Canada	**8 818**	**432**	**3 743**	**130**
Terre-Neuve	102	1	94	5
Île-du-Prince-Édouard	69	4	87	0
Nouvelle-Écosse	321	8	50	8
Nouveau-Brunswick	293	12	37	3
Québec	2 068	118	1 034	21
Ontario	2 714	177	1 031	41
Manitoba	491	26	48	4
Saskatchewan	511	16	212	9
Alberta	963	41	731	22
Colombie-Britannique	1 211	29	266	17
Yukon	33	0	120	0
Territoires du Nord-Ouest	42	0	33	0

X. Estimations de l'erreur de couverture

A. Méthodologie

Soit

$\hat{ND}$ l'estimation du nombre de personnes non dénombrées à leur lieu habituel de résidence selon la CVD de 1996, obtenue en additionnant les coefficients de pondération ajustés des personnes comprises dans l'échantillon de la CVD dont le classement final est « non dénombrée au recensement de 1996 »;

R le chiffre officiel du recensement de 1996;

$\hat{LI}$ l'estimation du nombre de personnes non dénombrées parce qu'elles occupaient des logements classés inoccupés par le recenseur selon la vérification des logements inoccupés;

$\hat{S}_{ÉAA}$ l'estimation du nombre de personnes surdénombrées selon les résultats de l'étude par appariement automatisé;

$\hat{S}_{ÉLC}$ l'estimation du nombre de personnes surdénombrées selon les résultats de l'étude sur les logements collectifs;

$\hat{S}_{CVD}$ l'estimation du nombre de personnes surdénombrées selon les résultats de la contre-vérification des dossiers, corrigée des effets du surdénombrement relevé par l'étude par appariement automatisé et par l'étude sur les logements collectifs;

$\hat{S}$ l'estimation du nombre de personnes dénombrées plus d'une fois ou dénombrées par erreur où $\hat{S} = \hat{S}_{ÉAA} + \hat{S}_{ÉLC} + \hat{S}_{CVD}$.

Il est à noter que R inclut $\hat{LI}$, c'est-à-dire que, selon le processus décrit à la section B4 du chapitre VI, le nombre estimé de personnes non dénombrées parce qu'elles occupaient des logements classés comme logements inoccupés par le recenseur a été ajouté au chiffre des personnes dénombrées de fait pour produire les chiffres officiels du recensement.

Le taux de sous-dénombrement de la population $\hat{T}_O$ indiquant la proportion de personnes oubliées au recensement de 1996 par rapport à l'ensemble des personnes qui auraient dû être dénombrées a été calculé comme suit :

$$\hat{T}_O = \frac{\hat{ND} - \hat{LI}}{R + (\hat{ND} - \hat{LI}) - \hat{S}}$$

Le nombre de personnes qui auraient dû être dénombrées correspond au total de personnes qui ont été dénombrées, $R - \hat{LI}$, auquel a été ajouté le nombre de personnes qui auraient dû être dénombrées mais qui ne l'ont pas été, $\hat{ND}$, et duquel a été soustrait le nombre de personnes dénombrées qui n'auraient pas dû l'être, $\hat{S}$. $\hat{LI}$ est soustrait de R parce que le chiffre officiel du recensement inclut le nombre estimé de personnes qui ont été exclues à tort parce qu'elles occupaient des logements classés par erreur comme logements vacants. Comme $\hat{T}_O$ indique l'importance du

sous-dénombrement dans les chiffres officiels du recensement, il est nécessaire de soustraire $\hat{LI}$ puisque ces personnes sont déjà incluses dans R car la CVD permet d'estimer $\hat{ND}$, nombre total de personnes non dénombrées à leur lieu habituel de résidence.

Le taux de surdénombrement de la population $\hat{T}_S$ a été calculé comme suit :

$$\hat{T}_S = \frac{\hat{S}}{R + (\hat{ND} - \hat{LI}) - \hat{S}}$$

Le taux de sous-dénombrement net de la population $\hat{T}_N$ a été calculé comme suit :

$$\hat{T}_N = \hat{T}_O - \hat{T}_S = \frac{(\hat{ND} - \hat{LI}) - \hat{S}}{R + (\hat{ND} - \hat{LI}) - \hat{S}}$$

Une méthode semblable a servi au calcul des taux de sous-dénombrement, de surdénombrement et de sous-dénombrement net des ménages. Dans ces cas, $\hat{ND}$ correspondait au nombre de ménages dont aucun des membres n'a été dénombré à son lieu habituel de résidence, selon les résultats de la CVD de 1996, alors que $\hat{S}$ représentait les ménages dont tous les membres ont été dénombrés plus d'une fois ou par erreur.

B. Résultats

Les principaux résultats sont présentés dans les tableaux 10.1, 10.2 et 10.3. Le tableau 10.1 contient le nombre de personnes oubliées, le taux de sous-dénombrement, le nombre de personnes surdénombrées, le taux de surdénombrement, le nombre net de personnes oubliées et le taux de sous-dénombrement net pour le Canada, les provinces et les territoires. Le tableau 10.2 présente les mêmes données selon le sexe et le groupe d'âge. Le tableau 10.3 montre le nombre de ménages oubliés, le taux de sous-dénombrement, le nombre de ménages surdénombrés, le taux de surdénombrement, le nombre net de ménages oubliés et le taux de sous-dénombrement net pour le Canada, les provinces et les territoires.

1. Sous-dénombrement

Les Territoires du Nord-Ouest affichent le taux de sous-dénombrement de la population le plus élevé (5,68 %), suivis de la Colombie-Britannique (4,58 %). Les taux des provinces à l'est de l'Ontario étaient inférieurs au taux national alors que celui de l'Ontario (3,40 %) le dépassait légèrement. On a observé une variation plus importante du sous-dénombrement selon le sexe et le groupe d'âge. Il était généralement supérieur chez les hommes que chez les femmes, et les taux les plus élevés ont été enregistrés chez les jeunes adultes. On a enregistré des taux fort élevés pour le groupe d'âge des 20 à 24 ans, soit 9,48 % pour les hommes et 6,45 % pour les femmes. Ces taux élevés témoignent de la mobilité plus importante des jeunes adultes.

Les taux de sous-dénombrement des ménages étaient inférieurs aux taux de sous-dénombrement de la population. On a enregistré les taux les plus élevés en Colombie-Britannique (3,71 %) et dans les territoires. Au recensement de 1996, moins de ménages ont été oubliés dans les Prairies, à Terre-Neuve et à l'Île-du-Prince-Édouard que dans les autres régions. Les taux du Québec (2,30 %) et de l'Ontario (2,58 %) sont proches du taux national (2,49 %).

. Surdénombrement

.e tableau 10.4 présente, selon la province, les chiffres de chaque étude sur le surdénombrement qui ont été pris en onsidération pour estimer le surdénombrement total de la population. L'étude par appariement automatisé a permis de nesurer le surdénombrement attribuable au fait que des personnes ont été dénombrées dans deux ménages de la même égion (Atlantique, Québec, Ontario, reste du Canada). On estime à 93 688 le nombre de personnes tombant dans cette atégorie de surdénombrement. Par ailleurs, l'étude sur les logements collectifs visait à évaluer le surdénombrement lécoulant du fait que des personnes ont été dénombrées à la fois dans un logement collectif et dans un logement privé. .e surdénombrement de ce type a été estimé à 8 467 personnes. Bien que la CVD permette de mesurer le urdénombrement provenant de toutes les sources puisqu'on demande aux personnes choisies d'indiquer toutes les utres adresses où elles auraient pu être dénombrées, seul le surdénombrement non mesuré par l'ÉAA ni par l'ÉLC est nclus dans l'estimation du nombre total de personnes surdénombrées. La CVD a donc servi à mesurer le urdénombrement imputable aux cas suivants :

- personnes dénombrées dans des logements différents;
- personnes et ménages dénombrés dans des logements différents mais ayant déclaré des caractéristiques différentes (sexe et date de naissance);
- personnes et ménages dénombrés dans des régions différentes.

)n a estimé à 115 893 le nombre de personnes dans cette catégorie de surdénombrement.

.es Territoires du Nord-Ouest affichent le taux de surdénombrement de la population le plus important (1,20 %). ?armi les provinces, les taux de surdénombrement les plus élevés ont été enregistrés au Québec (0,85 %), au Manitoba 0,88 %) et en Colombie-Britannique (0,89 %) alors que les plus faibles ont été relevés en Nouvelle-Écosse (0,47 %) et :n Saskatchewan (0,55 %). Ici encore, on observe des variations plus importantes selon le sexe et les groupes d'âge. Comme c'était le cas pour le sous-dénombrement, les jeunes adultes de 20 à 24 ans affichaient le taux de surdénombrement le plus marqué, ce qui témoigne de leur forte mobilité. Toutefois, contrairement à ce que l'on observait en ce qui touche le sous-dénombrement, le taux de surdénombrement était généralement plus important chez es femmes que chez les hommes. Mis à part le groupe des 20 à 24 ans, le surdénombrement était concentré chez les :nfants et les adolescents des deux sexes âgés de 5 à 19 ans. Il s'agissait le plus souvent d'enfants et d'adolescents qui ie vivaient pas avec leurs deux parents ou qui ont été dénombrés deux fois parce que leur famille avait déménagé au noment du recensement.

On a relevé peu de cas de surdénombrement de ménages. Les ménages dénombrés par erreur représentaient seulement 0,30 % de l'ensemble des ménages qui devaient être dénombrés. Les taux le plus élevé et le plus faible ont été enregistrés respectivement au Manitoba (0,60 %) et en Alberta (0,12 %).

3. Sous-dénombrement net

Les taux de sous-dénombrement net montrent l'incidence nette du sous-dénombrement et du surdénombrement, c'est-à-dire que le nombre de personnes oubliées est contrebalancé par le nombre de personnes dénombrées par erreur. À l'échelle des provinces, le taux de sous-dénombrement net augmente d'est en ouest, la Colombie-Britannique (3,68 %) ayant affiché le taux le plus élevé. En Ontario, le taux de sous-dénombrement net (2,73 %) dépasse légèrement le taux national (2,45 %) alors qu'au Québec un taux de surdénombrement plus élevé que la moyenne associé à un taux de sous-dénombrement plus faible que la moyenne s'est traduit par un taux de sous-dénombrement net (1,61 %) inférieur au taux national. Pour ce qui est des territoires, les Territoires du Nord-Ouest (partie ouest) affichaient un taux de sous-dénombrement net élevé (5,22 %) alors que les taux du Nunavut (3,29 %) et du Yukon (3,22 %) étaient proches de celui de la Colombie-Britannique.

Le sous-dénombrement net était fort important chez les jeunes adultes âgés de 20 à 34 ans, et davantage encore chez les hommes de ce groupe d'âge. Alors que pour le groupe plus jeune (20 à 24 ans) un fort taux de surdénombrement a permis de contrebalancer en partie un taux de sous-dénombrement très élevé, pour le groupe d'âge supérieur (25 à 34 ans), le taux de surdénombrement proche du taux national n'a pu compenser que légèrement le sous-dénombrement élevé. Pour ce qui est du sous-dénombrement, le taux de sous-dénombrement net était toujours plus marqué chez les hommes que chez les femmes.

Comme les cas de surdénombrement des ménages étaient rares, les taux de sous-dénombrement net des ménages sont quasiment identiques aux taux de sous-dénombrement. La Colombie-Britannique et les territoires affichaient des taux élevés alors que les Prairies, Terre-Neuve et l'Île-du-Prince-Édouard ont enregistré des taux faibles. Au Manitoba, le taux de surdénombrement important a donné lieu à un taux de sous-dénombrement net des ménages de 0,81 %.

Tableau 10.1 Estimations de l'erreur de couverture au recensement de 1996 selon la province ou le territoire

	Sous-dénombrement de la population				Surdénombrement de la population				Sous-dénombrement net de la population			
Province/territoire	**Nombre estimé**	**Erreur type**	**Taux estimé (%)**	**Erreur type (%)**	**Nombre estimé**	**Erreur type**	**Taux estimé (%)**	**Erreur type (%)**	**Nombre estimé**	**Erreur type**	**Taux estimé (%)**	**Erreur type (%)**
Canada	**941 534**	**27 559**	**3,18**	**0,09**	**218 048**	**10 604**	**0,74**	**0,04**	**723 486**	**29 674**	**2,45**	**0,10**
Terre-Neuve	13 758	1 666	2,45	0,29	4 334	660	0,77	0,12	9 424	1 759	1,68	0,31
Île-du-Prince-Édouard	2 389	380	1,76	0,28	1 240	181	0,91	0,14	1 149	437	0,85	0,32
Nouvelle-Écosse	25 149	2 558	2,70	0,27	4 328	693	0,47	0,07	20 821	2 580	2,24	0,27
Nouveau-Brunswick	18 703	2 192	2,49	0,28	4 478	742	0,60	0,10	14 225	2 354	1,89	0,31
Québec	178 288	13 176	2,46	0,18	61 538	5 969	0,85	0,08	116 750	14 963	1,61	0,20
Ontario	375 964	20 337	3,40	0,18	74 596	7 172	0,67	0,07	301 368	21 265	2,73	0,19
Manitoba	28 900	3 410	2,55	0,29	10 019	1 712	0,88	0,15	18 881	3 875	1,67	0,34
Saskatchewan	33 628	3 323	3,30	0,32	5 577	1 066	0,55	0,11	28 051	3 521	2,75	0,34
Alberta	82 690	6 796	2,99	0,24	16 363	2 861	0,59	0,10	66 327	7 555	2,40	0,27
Colombie-Britannique	176 987	9 541	4,58	0,24	34 544	3 408	0,89	0,09	142 443	9 967	3,68	0,25
Yukon	1 245	169	3,92	0,51	223	55	0,70	0,17	1 022	167	3,22	0,51
Territoires du Nord-Ouest	3 833	335	5,68	0,47	809	103	1,20	0,16	3 024	357	4,48	0,51
Nunavut	1 095	178	4,28	0,67	254	56	0,99	0,22	841	180	3,29	0,68
Territoires du Nord-Ouest – ouest	2 738	284	6,54	0,63	554	89	1,32	0,22	2 184	309	5,22	0,70

Tableau 10.2 Estimations de l'erreur de couverture de la population au recensement de 1996 selon le groupe d'âge et le sexe

Caractéristiques	Sous-dénombrement de la population				Surdénombrement de la population				Sous-dénombrement net de la population			
	Nombre estimé	Erreur type	Taux estimé (%)	Erreur type (%)	Nombre estimé	Erreur type	Taux estimé (%)	Erreur type (%)	Nombre estimé	Erreur type	Taux estimé (%)	Erreur type (%)
Les deux sexes	**941 534**	**27 559**	**3,18**	**0,09**	**218 048**	**10 604**	**0,74**	**0,04**	**723 486**	**29 674**	**2,45**	**0,10**
0 à 4 ans	56 768	7 197	2,89	0,36	11 919	1 914	0,61	0,10	44 849	7 552	2,29	0,38
5 à 14 ans	58 147	5 816	1,45	0,14	38 249	3 764	0,96	0,09	19 898	6 232	0,50	0,15
15 à 19 ans	69 813	8 667	3,48	0,42	24 870	3 003	1,24	0,15	44 943	9 907	2,24	0,48
20 à 24 ans	160 678	7 473	8,00	0,34	49 080	5 562	2,44	0,28	111 598	9 174	5,55	0,43
25 à 34 ans	275 628	14 407	5,81	0,29	31 239	3 609	0,66	0,08	244 389	15 363	5,15	0,31
35 à 44 ans	138 380	12 229	2,78	0,24	18 696	2 956	0,38	0,06	119 684	12 696	2,40	0,25
45 à 54 ans	71 462	7 976	1,90	0,21	18 108	3 958	0,48	0,11	53 354	9 255	1,42	0,24
55 à 64 ans	56 458	8 758	2,23	0,34	13 086	2 837	0,52	0,11	43 372	8 662	1,71	0,34
65 ans et plus	54 201	9 497	1,52	0,26	12 803	2 374	0,36	0,07	41 398	9 842	1,16	0,27
Sexe masculin	**569 963**	**20 892**	**3,89**	**0,14**	**102 535**	**6 488**	**0,70**	**0,04**	**467 428**	**21 394**	**3,19**	**0,14**
0 à 4 ans	25 674	4 842	2,56	0,47	5 255	872	0,52	0,09	20 419	4 948	2,04	0,48
5 à 14 ans	29 862	4 963	1,46	0,24	20 276	3 017	0,99	0,15	9 586	6 088	0,47	0,30
15 à 19 ans	37 896	4 539	3,68	0,43	11 578	2 398	1,12	0,24	26 318	4 947	2,56	0,47
20 à 24 ans	97 180	5 693	9,48	0,50	23 946	3 377	2,34	0,34	73 234	6 922	7,14	0,63
25 à 34 ans	185 462	10 756	7,74	0,42	15 675	2 660	0,65	0,11	169 787	10 161	7,08	0,39
35 à 44 ans	98 167	10 063	3,94	0,39	9 550	1 425	0,38	0,06	88 617	10 226	3,56	0,40
45 à 54 ans	39 785	5 164	2,12	0,27	6 646	1 299	0,35	0,07	33 139	5 356	1,76	0,28
55 à 64 ans	31 210	6 933	2,50	0,54	4 633	1 484	0,37	0,12	26 577	7 076	2,12	0,55
65 ans et plus	24 726	6 967	1,64	0,45	4 974	372	0,33	0,02	19 752	6 977	1,31	0,46
Sexe féminin	**371 572**	**18 113**	**2,49**	**0,12**	**115 513**	**8 802**	**0,77**	**0,06**	**256 059**	**20 954**	**1,71**	**0,14**
0 à 4 ans	31 095	5 432	3,24	0,55	6 662	1 704	0,69	0,18	24 433	5 774	2,55	0,59
5 à 14 ans	28 284	4 296	1,45	0,22	17 972	2 797	0,92	0,14	10 312	4 807	0,53	0,25
15 à 19 ans	31 918	5 610	3,28	0,55	13 292	2 772	1,36	0,29	18 626	7 108	1,91	0,72
20 à 24 ans	63 499	4 957	6,45	0,48	25 135	4 404	2,55	0,46	38 364	6 072	3,90	0,59
25 à 34 ans	90 165	9 818	3,84	0,40	15 565	2 421	0,66	0,11	74 600	11 332	3,18	0,47
35 à 44 ans	40 212	7 055	1,62	0,28	9 147	2 584	0,37	0,10	31 065	7 621	1,25	0,30
45 à 54 ans	31 677	6 255	1,68	0,33	11 462	3 735	0,61	0,20	20 215	7 689	1,07	0,40
55 à 64 ans	25 248	5 279	1,97	0,40	8 451	2 416	0,66	0,19	16 797	5 011	1,31	0,39
65 ans et plus	29 474	6 739	1,43	0,32	7 829	2 305	0,38	0,11	21 645	7 195	1,05	0,35

Tableau 10.3 Estimations de l'erreur de couverture des ménages au recensement de 1996

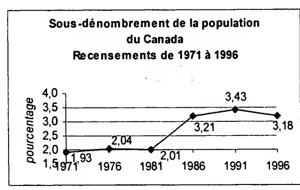
Province/territoire	Sous-dénombrement des ménages				Surdénombrement des ménages				Sous-dénombrement net des ménages			
	Nombre estimé	Erreur type	Taux estimé (%)	Erreur type (%)	Nombre estimé	Erreur type	Taux estimé (%)	Erreur type (%)	Nombre estimé	Erreur type	Taux estimé (%)	Erreur type (%)
Canada	**275 003**	**13 978**	**2,49**	**0,12**	**32 356**	**2 987**	**0,30**	**0,03**	**242 647**	**14 375**	**2,19**	**0,13**
Terre-Neuve	2 655	673	1,41	0,35	445	138	0,24	0,07	2 210	687	1,18	0,36
Île-du-Prince-Édouard	689	192	1,42	0,39	148	43	0,31	0,09	541	198	1,12	0,40
Nouvelle-Écosse	8 865	1 477	2,53	0,41	758	229	0,22	0,07	8 107	1 524	2,31	0,42
Nouveau-Brunswick	5 668	1 449	2,05	0,51	553	195	0,20	0,07	5 115	1 468	1,85	0,52
Québec	66 109	5 897	2,30	0,20	9 661	1 948	0,34	0,07	56 448	6 466	1,96	0,22
Ontario	103 614	10 394	2,58	0,25	11 172	1 813	0,28	0,05	92 442	10 438	2,30	0,25
Manitoba	5 960	1 346	1,41	0,31	2 539	1 096	0,60	0,26	3 421	1 739	0,81	0,41
Saskatchewan	6 186	1 355	1,64	0,35	736	296	0,19	0,08	5 450	1 397	1,44	0,36
Alberta	19 234	3 018	1,93	0,30	1 169	40	0,12	0,00	18 065	3 018	1,81	0,30
Colombie-Britannique	54 637	5 358	3,71	0,35	5 094	662	0,35	0,05	49 543	5 412	3,36	0,35
Yukon	409	80	3,45	0,65	15	2	0,13	0,01	394	80	3,32	0,65
Territoires du Nord-Ouest	977	139	4,95	0,67	67	18	0,34	0,09	910	139	4,61	0,67
Nunavut	229	69	3,56	1,04	16	2	0,25	0,03	213	68	3,31	1,03
Territoires du Nord-Ouest – ouest	748	119	5,62	0,84	52	18	0,39	0,13	696	120	5,23	0,86

Tableau 10.4 Chiffres tirés de l'étude par appariement automatisé de 1996, de l'étude sur les logements collectifs de 1996 et de la contre-vérification des dossiers de 1996 ayant servi à l'estimation du surdénombrement total de la population, Canada, provinces et territoires

Province/territoire	Nombre de personnes surdénombrées			
	Étude par appariement automatisé	Étude sur les logements collectifs	Contre-vérification des dossiers *excluant les résultats des autres études*	Total
Canada	**93 688**	**8 467**	**115 893**	**218 048**
Terre-Neuve	1 366	114	2 854	4 334
Île-du-Prince-Édouard	445	31	764	1 240
Nouvelle-Écosse	2 098	416	1 814	4 328
Nouveau-Brunswick	1 609	144	2 725	4 478
Québec	22 893	1 930	36 715	61 538
Ontario	37 387	3 531	33 678	74 596
Manitoba	3 445	243	6 331	10 019
Saskatchewan	2 034	404	3 139	5 577
Alberta	5 226	878	10 259	16 363
Colombie-Britannique	16 697	778	17 069	34 544
Yukon	81	0	142	223
Territoires du Nord-Ouest	407	0	402	809

I. Comparaison dans le temps

ans la présente section, nous établissons des comparaisons itre les taux de sous-dénombrement de 1971 à 1996. Les timations du sous-dénombrement net ne sont disponibles qu'à irtir de 1991, puisque c'est lors de ce recensement que l'on a roduit pour la première fois une estimation détaillée du irdénombrement, à la suite d'une étude expérimentale réalisée 1 1986. Le tableau 11.1 montre les taux de sous-énombrement de la population pour le Canada, les provinces les deux territoires en 1991 et en 1996, alors que le bleau 11.2 donne les taux selon le groupe d'âge et le sexe.



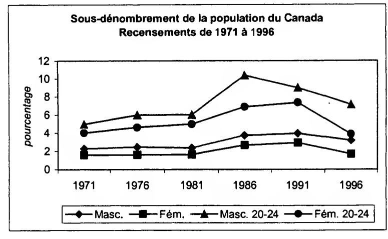
e taux de sous-dénombrement national s'établissait à près de % aux recensements de 1971, 1976 et 1981, puis a atteint 3,21 % en 1986. On pense que cette augmentation est nputable à la fois à l'augmentation du nombre de logements difficiles à dénombrer, par exemple les logements novés dans les centres-villes, et au changement d'attitude du public à l'égard du gouvernement qui s'est soldé par ne baisse du taux de participation au recensement. À cause de l'augmentation du sous-dénombrement au recensement e 1986, diverses mesures visant à améliorer la couverture ont été prises au recensement de 1991. Ainsi, l'utilisation 'un registre des adresses qui constituait une liste distincte des logements devant être dénombrés a permis de maintenir erreur de couverture à peu près au même niveau qu'en 1986. Au recensement de 1996, le recours à la méthode de censement par interview plutôt qu'à la méthode d'autodénombrement, dans certains secteurs de dénombrement des andes villes, a également contribué à réduire le sous-dénombrement. De plus, le changement de la date du censement, qui a eu lieu à la mi-mai plutôt qu'au début juin, a permis de limiter le sous-dénombrement du fait qu'il ait plus probable de trouver les gens à la maison et que l'on évitait la période des déménagements.

es données présentées dans les tableaux 11.1 et 11.2 permettent de relever les nombreuses tendances suivantes :

) Parmi les provinces, la Colombie-Britannique affichait le taux de sous-dénombrement le plus élevé pour tous les recensements réalisés de 1971 à 1996 sauf celui de 1991 où l'Ontario a enregistré le taux le plus important.

) Les taux de sous-dénombrement des provinces de l'Atlantique et des Prairies sont généralement inférieurs au taux national.

) On observe deux phénomènes démographiques persistants. Premièrement, le taux de sous-dénombrement des hommes est supérieur à celui des femmes pour toutes les années de recensement. Deuxièmement, les jeunes adultes âgés de 20 à 24 ans affichent toujours les taux de sous-dénombrement les plus élevés.



En raison de légères modifications apportées à la conception des études sur la couverture d'un recensement à l'autre, les taux présentés dans les tableaux 11.1 et 11.2 ne sont pas strictement comparables. Le lecteur doit prendre note des faits suivants :

a) **1996 :**

   i) La contre-vérification des dossiers de 1996 n'a pas estimé le nombre de personnes oubliées dans les réserves indiennes partiellement dénombrées. En effet, il devient difficile de prélever un échantillon représentatif puisque certaines réserves indiennes refusent toujours de participer au recensement. Nous avons estimé, à l'aide d'un modèle statistique, qu'environ 44 000 personnes vivant dans des réserves indiennes partiellement dénombrées ont été oubliées au recensement de 1996.

   ii) L'étude sur les résidents temporaires a été supprimée au recensement de 1996 parce que les données recueillies étaient de qualité douteuse et que la CVD permettait d'obtenir des données de qualité suffisante sur cette forme de sous-dénombrement.

b) **1991**[1] **:** Avant 1991, les résidents non permanents n'étaient pas inclus dans la population visée. On a observé chez ce groupe de personnes un taux de sous-dénombrement plus élevé que la moyenne. Si ce groupe n'avait pas été inclus dans la population visée au recensement de 1991, on estime que le taux de sous-dénombrement pour le Canada aurait été inférieur de 0,3 points au taux enregistré. L'inclusion des résidents non permanents a influé particulièrement sur les taux de sous-dénombrement de l'Ontario, de la Colombie-Britannique et du Québec.

c) **1986 :** Les taux présentés ici pour le recensement de 1986 diffèrent des résultats publiés dans le *Guide à l'intention des utilisateurs sur la qualité des données du recensement de 1986 : Couverture*. Les taux figurant dans les tableaux 10.3 et 10.4 comprennent les modifications apportées après la publication du guide de 1986 lorsque les réserves indiennes partiellement dénombrées ont été incluses comme des unités « oubliées ». Dans la publication initiale de 1986, on les avait considérées comme ayant été « dénombrées » puisque les chiffres du recensement pour les provinces avaient été redressés en fonction d'une estimation des personnes oubliées dans ces réserves.

d) **1976, 1971 :** Les chiffres des recensements de 1971 et 1976 ne comprennent pas d'estimations des personnes oubliées dans les logements classés par erreur comme inoccupés tirés de la vérification des logements inoccupés. Les chiffres des recensements de 1981, 1986, 1991 et 1996 tiennent compte de ces estimations. Si l'on avait inclus les résultats de la vérification des logements inoccupés de 1976, le taux de sous-dénombrement se serait établi à 1,78 %. Au recensement de 1971, on n'a pas réalisé de vérification des logements inoccupés.

e) 1971 : Pour 1971, les groupes d'âge au-dessus de 24 ans diffèrent des groupes d'âge montrés pour les autres recensements.

---

1 Des estimations révisées du nombre de personnes oubliées au recensement de 1991 ont été produites par suite de l'analyse des résultats du recensement de 1996. Pour obtenir ces estimations révisées, on a corrigé certains cas qui avaient été classés par erreur comme oubliés, on a supprimé l'estimation des personnes oubliées dans les réserves indiennes partiellement dénombrées et on a utilisé des meilleures estimations du nombre de résidents non permanents ainsi qu'une mesure plus adéquate du surdénombrement fondée sur les résultats de 1996. Voir Tourigny et coll. (1998). Les chiffres présentés dans cette section ne tiennent pas compte de ces révisions.

Tableau 11.1 Estimations du sous-dénombrement de la population, Canada, provinces et territoires, contre-vérification des dossiers de 1971, 1976, 1981, 1986, 1991 et 1996[1]

Province/territoire	1971		1976		1981		1986		1991		1996	
	Taux estimé (%)	Erreur type (%)	Taux estimé (%)	Erreur type (%)	Taux estimé (%)	Erreur type (%)	Taux estimé (%)	Erreur type (%)	Taux estimé (%)	Erreur type (%)	Taux estimé (%)	Erreur type (%)
Canada	**1,93**	**0,09**	**2,04**	**0,10**	**2,01**	**0,09**	**3,21**	**0,13**	**3,43**	**0,12**	**3,18**	**0,09**
Terre-Neuve	2,25	0,72	1,10	0,39	1,74	0,45	1,92	0,33	2,47	0,30	2,45	0,29
Île-du-Prince-Édouard	1,23	1,13	0,38	0,25	1,17	0,54	2,14	0,80	1,67	0,23	1,76	0,28
Nouvelle-Écosse	1,33	0,45	0,86	0,34	1,05	0,34	2,15	0,34	2,25	0,36	2,70	0,27
Nouveau-Brunswick	1,65	0,56	2,16	-0,37	1,81	0,30	2,71	0,33	3,71	0,42	2,49	0,28
Québec	2,10	0,19	2,95	0,25	1,91	0,21	2,91	0,31	3,18	0,20	2,46	0,18
Ontario	1,68	0,12	1,52	0,17	1,94	0,14	3,43	0,19	4,23	0,28	3,40	0,18
Manitoba	1,13	0,38	1,07	0,33	0,98	0,35	2,94	0,40	2,31	0,36	2,55	0,29
Saskatchewan	1,00	0,37	1,33	0,34	0,99	0,37	2,38	0,37	2,15	0,32	3,30	0,32
Alberta	2,55	0,44	1,49	0,26	2,54	0,36	3,00	0,32	2,51	0,27	2,99	0,24
Colombie-Britannique	2,89	0,39	3,13	0,31	3,16	0,33	4,48	0,36	3,42	0,24	4,58	0,24
Yukon	..	..	..	..	..	..	..	..	4,12	0,58	3,92	0,51
Territoires du Nord-Ouest	..	..	..	..	..	..	..	..	5,73	0,57	5,68	0,47

1 Les réserves indiennes partiellement dénombrées sont exclues des chiffres de 1996. Les chiffres de 1991 et de 1996 incluent les résidents non permanents et les territoires. Les chiffres tiennent compte des modifications apportées à la publication initiale de 1986. Les chiffres de 1971 et de 1976 ne comprennent pas d'estimations des personnes oubliées dans les logements classés erronément comme inoccupés.

.. Chiffres non disponibles.

Tableau 11.2 Estimations du sous-dénombrement de la population selon le groupe d'âge et le sexe, contre-vérification des dossiers de 1971, 1976, 1981, 1986, 1991 et 1996[1]

Groupe d'âge	1971[2]		1976		1981		1986		1991		1996	
	Taux estimé (%)	Erreur type (%)	Taux estimé (%)	Erreur type (%)	Taux estimé (%)	Erreur type (%)	Taux estimé (%)	Erreur type (%)	Taux estimé (%)	Erreur type (%)	Taux estimé (%)	Erreur type (%)
Les deux sexes, tous les âges	**1,93**	**0,09**	**2,04**	**0,10**	**2,01**	**0,09**	**3,21**	**0,13**	**3,43**	**0,12**	**3,18**	**0,09**
0 à 4 ans	1,99	0,27	2,31	0,28	1,21	0,22	2,14	0,49	3,55	0,49	2,89	0,36
5 à 14 ans	0,90	0,13	1,20	0,16	1,23	0,21	2,08	0,26	2,49	0,27	1,45	0,14
15 à 19 ans	2,60	0,28	1,99	0,38	2,96	0,52	3,58	0,60	3,75	0,42	3,48	0,42
20 à 24 ans	4,49	0,28	5,31	0,38	5,51	0,29	8,66	0,46	8,18	0,52	8,00	0,34
25 à 34 ans	2,50	0,20	2,85	0,28	2,31	0,28	4,51	0,35	5,65	0,35	5,81	0,29
35 à 44 ans			1,54	0,26	2,20	0,26	2,32	0,31	2,84	0,29	2,78	0,24
45 à 54 ans	1,40	0,15	1,22	0,33	0,81	0,23	1,58	0,29	1,61	0,27	1,90	0,21
55 à 64 ans	1,22	0,18	0,92	0,20	0,91	0,29	2,06	0,31	1,69	0,28	2,23	0,34
65 ans et plus			1,20	0,25	0,71	0,30	1,76	0,31	1,51	0,28	1,52	0,26
Sexe masculin, tous les âges	**2,27**	**0,12**	**2,46**	**0,17**	**2,37**	**0,13**	**3,75**	**0,16**	**3,95**	**0,16**	**3,89**	**0,14**
0 à 4 ans	1,73	0,34	2,53	0,46	1,32	0,33	2,22	0,67	2,79	0,58	2,56	0,47
5 à 14 ans	0,93	0,18	1,14	0,21	1,27	0,29	1,98	0,32	2,32	0,34	1,46	0,24
15 à 19 ans	2,71	0,39	1,93	0,48	3,12	0,68	4,09	0,74	3,55	0,60	3,68	0,43
20 à 24 ans	4,97	0,40	5,99	0,52	6,03	0,48	10,36	0,57	8,98	0,81	9,48	0,50
25 à 34 ans	3,38	0,31	3,64	0,46	2,70	0,44	5,43	0,45	7,28	0,56	7,74	0,42
35 à 44 ans			2,33	0,48	3,42	0,40	3,29	0,51	3,65	0,41	3,94	0,39
45 à 54 ans	1,90	0,24	1,63	0,41	1,21	0,38	1,95	0,52	2,05	0,45	2,12	0,27
55 à 64 ans	1,37	0,28	1,28	0,34	0,91	0,40	1,88	0,47	2,04	0,44	2,50	0,54
65 ans et plus			1,90	0,44	0,69	0,47	1,57	0,50	1,41	0,50	1,64	0,45
Sexe féminin, tous les âges	**1,59**	**0,11**	**1,61**	**0,10**	**1,65**	**0,12**	**2,68**	**0,17**	**2,93**	**0,17**	**2,49**	**0,12**
0 à 4 ans	2,25	0,40	2,07	0,36	1,10	0,33	2,06	0,62	4,35	0,71	3,24	0,55
5 à 14 ans	0,87	0,17	1,26	0,27	1,19	0,31	2,20	0,33	2,65	0,39	1,45	0,22
15 à 19 ans	2,49	0,38	2,05	0,51	2,80	0,73	3,05	0,76	3,96	0,54	3,28	0,55
20 à 24 ans	4,01	0,37	4,62	0,48	4,98	0,43	6,89	0,72	7,36	0,71	6,45	0,48
25 à 34 ans	1,58	0,22	2,03	0,38	1,92	0,32	3,59	0,45	3,98	0,37	3,84	0,40
35 à 44 ans			0,72	0,24	0,93	0,31	1,33	0,32	2,01	0,35	1,62	0,28
45 à 54 ans	0,90	0,17	0,81	0,38	0,41	0,26	1,20	0,35	1,16	0,34	1,68	0,33
55 à 64 ans	1,10	0,24	0,58	0,25	0,92	0,34	2,23	0,50	1,35	0,33	1,97	0,40
65 ans et plus			0,64	0,38	0,71	0,42	1,89	0,44	1,58	0,36	1,43	0,32

1 Les réserves indiennes partiellement dénombrées sont exclues des chiffres de 1996. Les chiffres de 1991 et de 1996 incluent les résidents non permanents et les territoires. Les chiffres tiennent compte des modifications apportées à la publication initiale de 1986. Les chiffres de 1971 et de 1976 ne comprennent pas d'estimations des personnes oubliées dans les logements classés erronément comme inoccupés.

2 Les groupes d'âge supérieurs à 24 ans sont : 25 à 39 ans, 40 à 59 ans, 60 ans et plus.

XII. Évaluation de la contre-vérification des dossiers

Les résultats de la plus vaste étude sur la couverture, soit la contre-vérification des dossiers (CVD), peuvent être évalués en comparant les estimations selon la CVD avec des données portant sur la même caractéristique mais tirées d'autres sources, comme la base de données du recensement de 1996. Les comparaisons avec les estimations selon la CVD servent à évaluer ces dernières et à quantifier les différences au chapitre des concepts et des mesures.

Malgré quelques différences conceptuelles entre la CVD et le recensement de 1996, trois comparaisons se sont révélées des plus instructives. Premièrement, l'estimation du nombre de personnes dénombrées au recensement de 1996 selon la CVD peut être comparée au chiffre enregistré dans la base de données du recensement de 1996. Afin de rendre ces deux chiffres comparables, on peut poser des hypothèses raisonnables quant à l'ampleur des différences conceptuelles entre les deux sources. Deuxièmement, le nombre total d'immigrants et de résidents non permanents dénombrés peut être comparé à l'estimation selon la CVD. Les deux groupes sont combinés, car, en raison de l'erreur de réponse, il est difficile d'identifier chaque groupe séparément dans la base de données du recensement. Troisièmement, les chiffres de l'immigration interne, de l'émigration interne et du solde migratoire interprovincial peuvent être comparés aux estimations selon la CVD. Il est toutefois impossible d'établir des comparaisons rigoureuses pour ces deux dernières caractéristiques, car on ne peut apporter des ajustements suffisants aux différences conceptuelles.

Les estimés des composantes de croissance intercensitaire peuvent être comparés aux estimés de la CVD. En particulier, l'estimation du nombre de personnes qui sont décédées entre le recensement de 1991 et celui de 1996 selon la CVD peut être comparée au chiffre tiré des statistiques de l'état civil.

A. Comparaisons avec les chiffres publiés du recensement de 1996

Étant donné que le plan d'échantillonnage stratifié à un seul degré de la CVD produit des estimateurs sans biais, les écarts entre les estimations selon la CVD et celles selon le recensement sont attribuables à l'erreur d'échantillonnage entachant les estimations selon la CVD, aux différences conceptuelles entre les deux sources et/ou aux biais affectant les deux sources, qui se traduisent par une sous-estimation ou une surestimation systématique de la caractéristique étudiée.

1. Personnes dénombrées

Les comparaisons établies pour les provinces et l'ensemble du pays sont présentées au tableau 12.1, de même que l'erreur type de l'estimation selon la CVD et la valeur t servant à tester l'hypothèse selon laquelle il n'y a pas d'écart entre l'estimation selon la CVD et le chiffre du recensement comparable. Les ajustements ci-après ont été apportés aux chiffres du recensement ayant été publiés, afin de tenir compte des différences conceptuelles entre les deux sources. Les ajouts aléatoires faits à partir de la vérification des logements inoccupés ont été supprimés, car ils sont inclus dans la base de données du recensement mais ne font pas partie de l'estimation du nombre de personnes dénombrées selon la CVD. Le chiffre du surdénombrement du recensement de 1996 est soustrait, car la base de données du recensement contient des personnes surdénombrées alors que l'estimation selon la CVD est établie d'après le nombre de personnes ayant été dénombrées au moins une fois. Le nombre de personnes qui résidaient à l'extérieur du Canada cinq ans auparavant (à l'exclusion des immigrants et des RNP) selon le recensement est également soustrait, car la base de la CVD n'inclut pas ces personnes. Enfin, le chiffre du surdénombrement selon le recensement de 1991 est ajouté, puisqu'il est contenu dans l'estimation selon la CVD en raison des coefficients de pondération initiaux associés à la base du recensement de 1991 qui n'ont pas été corrigés en fonction de ce surdénombrement.

Pour l'ensemble du pays, l'estimation des personnes dénombrées au recensement de 1996 selon la CVD est légèrement inférieure (0,08 %) au chiffre comparable du recensement de 1996. Il s'agit d'une amélioration en regard de 1991, alors que la CVD sous-estimait de 0,46 % le chiffre du recensement. Pour ce qui est des provinces, aucun des écarts n'est statistiquement significatif au seuil de 95 %. On observe que l'écart est supérieur à 1,5 écart-type pour le Québec, le Manitoba, l'Alberta et la Colombie-Britannique. La CVD sous-estime le chiffre du recensement dans les provinces de l'Ouest, alors qu'elle surestime le chiffre des personnes dénombrées au Québec selon le recensement. Si l'on considère les écarts en pourcentage, parmi ces quatre provinces, c'est le Manitoba qui affiche l'écart le plus important (-1,64 %).

Les écarts observés pour le Québec, le Manitoba, l'Alberta et la Colombie-Britannique sont plutôt préoccupants, car ils peuvent découler d'un biais dans la classification de la CVD (y compris, par exemple, la province de résidence le jour du recensement). Cependant, d'autres facteurs jouent un rôle important. Outre l'erreur d'échantillonnage, des biais dans les ajustements apportés au chiffre du recensement publié afin d'obtenir un chiffre équivalent du point de vue conceptuel peuvent expliquer l'écart observé. Par exemple, on a supposé que les taux provinciaux de surdénombrement de 1991 étaient identiques aux taux du recensement de 1996. De plus, le biais de non-réponse de la CVD peut influer, car l'ajustement en fonction de la non-réponse est choisi afin d'obtenir le meilleur résultat possible pour estimer les personnes omises et non les personnes dénombrées. Enfin, il semble y avoir une petite surestimation selon la CVD, car il a été impossible de repérer, dans la base des immigrants et dans celle des RNP, toutes les personnes échantillonnées qui étaient des RNP il y a cinq ans au moment du recensement de 1991.

2. Immigrants et résidents non permanents dénombrés

Le tableau 12.2 permet de comparer les estimations du nombre total d'immigrants et de résidents non permanents (RNP) dénombrés, selon la CVD, avec les estimations correspondantes du recensement. Ces groupes présentent un intérêt particulier, car leur taux de sous-dénombrement est beaucoup plus élevé que celui de l'ensemble de la population. Pour toutes les bases, le rapport entre le nombre de personnes dénombrées et de personnes omises se chiffre à 26,66, alors qu'il est de 8,95 dans la base des immigrants et de 2,90 dans celle des RNP.

En général, la CVD surestime le chiffre du recensement. Pour l'ensemble du pays, l'estimation selon la CVD est plus élevée de 0,77 %. Dans le cas des provinces ayant la plus forte concentration d'immigrants et de résidents non permanents, la CVD sous-estime le chiffre du recensement de 3,68 % pour la Colombie-Britannique, alors qu'elle le surestime pour le Québec (5,23 %) et l'Ontario (2,15 %). Aucun de ces écarts n'est statistiquement significatif au seuil de 95 %. Dans les provinces, les écarts sont d'environ une erreur type, alors que pour l'ensemble du pays l'écart se chiffre à environ la moitié d'une erreur type de l'estimation selon la CVD.

3. Migration interprovinciale

Le tableau 12.3 sert à comparer les estimations de la migration interprovinciale intercensitaire selon la CVD avec les chiffres du recensement. En général, la CVD surestime tant l'immigration interne que l'émigration interne. L'écart est considérable en ce qui touche le nombre total de migrants : la CVD surestime le chiffre du recensement par près de trois erreurs types, ce qui constitue un écart significatif au seuil de 95 % (prob t = 0,005). Ce résultat est probablement révélateur de la faiblesse de la méthode utilisée au recensement, qui consistait à faire appel aux souvenirs des répondants, alors que pour la CVD, l'information sur la province de résidence en 1991 est tirée directement de la base de données du recensement de 1991. En ce qui touche les provinces, l'immigration interne est considérablement surestimée pour la Nouvelle-Écosse. L'écart est de plus d'une erreur type pour toutes les provinces, à l'exception de la Saskatchewan. On observe une faible sous-estimation pour Terre-Neuve et l'Île-du-Prince-Édouard. Les résultats sont similaires dans le cas de l'émigration interne. Par ailleurs, la CVD tend à sous-estimer le solde migratoire. L'écart est quasi significatif uniquement pour la Nouvelle-Écosse (prob t = 0,079). On observe une légère surestimation du solde migratoire pour l'Alberta et l'Île-du-Prince-Édouard.

3. Comparaison avec les estimations de la population

1. Personnes décédées

Le tableau 12.4 permet de comparer l'estimation du nombre de personnes décédées pendant la période intercensitaire selon la CVD avec les chiffres tirés des statistiques de l'état civil (SÉC). Les estimations selon la CVD sont invariablement plus élevées que les chiffres tirés des SÉC. À l'échelle nationale, la CVD surestime le chiffre des SÉC de 67 460 (6,7 %). En ce qui touche les provinces, on observe des écarts importants pour la Nouvelle-Écosse et le Manitoba, se chiffrant à environ deux erreurs types de l'estimation selon la CVD. Les chiffres de la CVD et des SÉC se rapprochent davantage pour Terre-Neuve, le Nouveau-Brunswick, la Saskatchewan et l'Alberta, l'écart étant inférieur à la moitié d'un écart-type. La CVD surestime les chiffres des SÉC pour les autres provinces.

Le fait que la CVD surestime le nombre de personnes décédées est plutôt préoccupant, car les chiffres des SÉC sont considérés comme étant extrêmement justes. Bien entendu, l'erreur d'échantillonnage explique en partie cet écart, mais si celle-ci était le principal facteur explicatif, on s'attendrait à ce que la surestimation et la sous-estimation soient de même ampleur.

Des hypothèses se rapportant au plan d'échantillonnage de la CVD ont été examinées. Rien ne semble indiquer que l'échantillon soit mal distribué à l'intérieur de la strate des personnes âgées dans la base du recensement de 1991. En outre, le rajustement des coefficients de pondération attribués aux enregistrements où l'âge et/ou le sexe sont non valides dans la base ne contribue que faiblement à cet écart. Des problèmes mineurs touchant la base de données du recensement de 1991, comme la surreprésentation des personnes âgées et l'absence d'ajustement en fonction du surdénombrement, expliquent une part importante de l'écart total de 67 460 personnes. Une autre hypothèse susceptible d'expliquer la surestimation selon la CVD est que les chiffres de la SÉC sont eux-mêmes trop faibles; la CVD a en effet relevé 45 décès qui n'ont pu être trouvés dans les dossiers des SÉC. Il se peut que ces décès figurent dans les dossiers, mais qu'aucun lien n'a pu être établi. Il est également possible que ces décès ne soient pas inclus dans les dossiers des SÉC. L'écart serait réduit de 30 428 si ces cas représentaient une catégorie de décès non inclus dans les dossiers des SÉC.

2. Composantes de la croissance démographique

Une comparaison approfondie entre les estimations des composantes de la croissance démographique intercensitaire, selon la CVD, et les estimations de la population, établies à partir de sources de données administratives, a été effectuée par les membres de la Division de la démographie. L'étude a non seulement permis d'établir des cadres détaillés pour effectuer des comparaisons conceptuelles, mais aussi de déterminer que la CVD pouvait fournir des estimations des composantes de la croissance démographique et d'évaluer les estimations de la population en tant que telles (voir Kerr et Lachapelle, 1999). Grâce à cette étude, on a pu en outre mesurer la migration temporaire internationale : à l'heure actuelle, on présume qu'il y a autant de départs que d'arrivées durant la période intercensitaire. Selon la CVD, le nombre de migrants a pratiquement doublé; il est passé de 84 287 en 1991 à 154 852 en 1996. Compte tenu des estimations de la CVD, une recherche a été entreprise afin d'élaborer une méthode démographique visant à mesurer le flux des migrants temporaires et permanents entre le Canada et les autres pays en vue d'améliorer les estimations de la population annuelles.

Tableau 12.1 Comparaison entre le nombre estimé de personnes dénombrées selon la CVD et le chiffre correspondant du recensement

Province/territoire	Contre-vérification des dossiers		Chiffre du recensement publié	Chiffre du recensement comparable[1]	Écart	Valeur t^2
	Nombre estimé	Erreur type				
Canada	**28 611 566**	**58 647**	**28 846 761**	**28 635 289**	**-23 723**	**-0,40**
Terre-Neuve	549 916	5 170	551 792	550 814	-898	-0,17
Île-du-Prince-Édouard	131 592	2 462	134 557	134 249	-2 657	-1,08
Nouvelle-Écosse	906 272	9 452	909 282	905 399	873	0,09
Nouveau-Brunswick	739 792	7 919	738 133	735 293	4 499	0,57
Québec	7 154 708	29 160	7 138 795	7 103 222	51 486	1,77
Ontario	10 681 673	51 275	10 753 573	10 662 747	18 926	0,37
Manitoba	1 089 786	10 404	1 113 898	1 107 995	-18 209	-1,75
Saskatchewan	982 715	10 194	990 237	986 648	-3 933	-0,39
Alberta	2 641 223	21 613	2 696 826	2 673 975	-32 752	-1,52
Colombie-Britannique	3 639 963	22 994	3 724 500	3 680 121	-40 158	-1,75
Territoire du Yukon	30 359	0	30 766	30 542	-183	-
Territoires du Nord-Ouest	63 566	0	64 402	64 284	-718	-

[1] Chiffre du recensement publié – vérification des logements inoccupés – surdénombrement de 1996 – à l'extérieur du Canada en 1991 + surdénombrement de 1991. On suppose que le taux de surdénombrement de 1996 est identique à celui de 1991.
[2] Une valeur *t* supérieure à 1,96 ou inférieure à -1,96 signifie que l'écart est significatif au seuil de 95 %.

Tableau 12.2 Comparaison entre le nombre estimé d'immigrants et de résidents non permanents selon la CVD et le chiffre correspondant du recensement

Province/territoire	Contre-vérification des dossiers		Chiffre du recensement publié	Chiffre du recensement comparable[1]	Écart	Valeur t^2
	Nombre estimé	Erreur type				
Canada[1]	**2771**	**1 143 626**	**16 066**	**1 134 833**	**8 793**	**0,55**
Terre-Neuve	40	1 989	387	2 433	-444	-1,15
Île-du-Prince-Édouard	30	528	79	572	-44	-0,57
Nouvelle-Écosse	50	7 273	1 206	7 827	-554	-0,46
Nouveau-Brunswick	32	2 876	790	3 486	-610	-0,77
Québec	464	190 074	8 646	180 624	9 450	1,09
Ontario	1102	611 623	15 068	598 740	12 883	0,85
Manitoba	119	18 519	1 446	21 316	-2 797	-1,93
Saskatchewan	85	10 027	883	9 913	114	0,13
Alberta	236	74 869	4215	75 429	-560	-0,13
Colombie-Britannique	611	225 848	7 399	234 493	-8 645	-1,17

[1] À l'exclusion du Yukon et des Territoires du Nord-Ouest.
[2] Une valeut *t* supérieure à 1,96 ou inférieure à -1,96 signifie que l'écart est significatif au seuil de 95 %.

ableau 12.3 Comparaison entre le nombre estimé de migrants interprovinciaux selon la CVD et le chiffre correspondant du recensement

	Contre-vérification des dossiers			Chiffre du recensement	Écart	Valeur t[2]
rovince/territoire	Taille de l'échantillon	Nombre estimé	Erreur type			
mmigration interne						
Canada[1]	**2 086**	**936 967**	**27 056**	**861 690**	**75 277**	**2,78**
Terre-Neuve	43	15 248	3 585	15 940	-692	-0,19
Île-du-Prince-Édouard	25	6 505	2 206	8 880	-2 375	-1,08
Nouvelle-Écosse	185	61 431	7 064	47 005	14 426	2,04
Nouveau-Brunswick	114	44 317	5 740	33 880	10 437	1,82
Québec	153	82 937	8 651	68 405	14 532	1,68
Ontario	530	211 506	12 546	192 370	19 136	1,53
Manitoba	79	42 701	6 551	42 700	1	0,00
Saskatchewan	88	49 672	6 236	46 650	3 022	0,48
Alberta	416	174 547	10 837	158 370	16 177	1,49
Colombie-Britannique	453	248 103	14 141	247 490	613	0,04
migration interne						
Canada[1]	**2 086**	**936 967**	**26 349**	**861 690**	**75 277**	**2,86**
Terre-Neuve	264	42 978	2 442	38 340	4 638	1,90
Île-du-Prince-Édouard	175	7 318	545	7 425	-107	-0,20
Nouvelle-Écosse	198	53 721	3 581	53 220	501	0,14
Nouveau-Brunswick	202	42 914	2 786	35 725	7 189	2,58
Québec	116	109 548	11 024	105 760	3 788	0,34
Ontario	292	262 195	18 209	238 520	23 675	1,30
Manitoba	177	68 200	4 903	61 660	6 540	1,33
Saskatchewan	226	71 787	5 025	66 235	5 552	1,10
Alberta	254	171 356	9 755	155 015	16 341	1,68
Colombie-Britannique	182	106 951	8 358	99 790	7 161	0,86
olde migratoire						
Terre-Neuve	307	-27 730	4 338	-22 400	-5 330	-1,23
Île-du-Prince-Édouard	200	-813	2 272	1 455	-2 268	-1,00
Nouvelle-Écosse	383	7 710	7 919	-6 215	13 925	1,76
Nouveau-Brunswick	316	1 403	6 380	-1 845	3 248	0,51
Québec	269	-26 611	14 013	-37 355	10 744	0,77
Ontario	822	-50 689	22 113	-46 150	-4 539	-0,21
Manitoba	256	-25 499	8 182	-18 960	-6 539	-0,80
Saskatchewan	314	-22 114	8 009	-19 585	-2 529	-0,32
Alberta	670	3 191	14 581	3 355	-164	-0,01
Colombie-Britannique	635	141 152	16 427	147 700	-6 548	-0,40

À l'exclusion du Yukon et des Territoires du Nord-Ouest.
Une valeur *t* supérieure à 1,96 ou inférieure à -1,96 signifie que l'écart est significatif au seuil de 95 %.

Tableau 12.4 Comparaison entre le nombre estimé de personnes décédées pendant la période intercensitaire selon la CVD et le chiffre correspondant des statistiques de l'état civil

Province/territoire	Contre-vérification des dossiers			Statistiques de l'état civil	Écart	Valeur t^2	Prob t
	Taille de l'échantillon	Nombre estimé	Erreur type				
Canada[1]	1 439	**1 081 330**	**35 830**	**1 013 870**	**67 460**	**1,88**	**0,060**
Terre-Neuve	76	18530	1766	19365	-835	-0,47	0,638
Île-du-Prince-Édouard	112	6913	1 155	5 697	1 216	1,05	0,295
Nouvelle-Écosse	115	43 820	3 309	37 780	6 040	1,83	0,071
Nouveau-Brunswick	98	29 079	3 779	28 667	412	0,11	0,913
Québec	230	273 617	18 262	253966	19 651	1,08	0,283
Ontario	286	400 047	26 940	378 469	21 578	0,80	0,424
Manitoba	119	56 108	4 753	46 024	10 084	2,12	0,036
Saskatchewan	100	40 143	3 303	40 543	-400	-0,12	0,904
Alberta	94	74 640	8 298	76 125	-1 485	-0,18	0,858
Colombie-Britannique	209	138 433	9 620	127 234	11 199	1,16	0,246

[1] À l'exclusion du territoire du Yukon et des Territoires du Nord-Ouest.
[2] Une valeur t supérieure à 1,96 ou inférieure à -1,96 signifie que l'écart est significatif au seuil de 95 %.

Annexes

Annexe A – Produits et services

Pour mettre en valeur les données du recensement, on doit les présenter de façon qu'elles soient pertinentes et accessibles pour les clients, qu'ils soient décideurs, analystes de politiques, bibliothécaires, spécialistes en commercialisation, chercheurs, ou étudiants. Plusieurs nouveaux produits et services sont offerts à l'occasion du recensement de 1996.

1. Accessibilité accrue sur support électronique

Un nombre accru de clients ont demandé que les produits du recensement soient offerts sur support électronique utilisable sur des ordinateurs personnels. Bien qu'on ait conservé certains produits clés sur support imprimé, un plus grand nombre de données du recensement sont offertes sur CD-ROM et sur disquettes. Ces supports contiennent des logiciels de présentation et de totalisation pour environnement Windows, qui rendent les données faciles à utiliser. Pour la première fois, les clients ont pu obtenir des données gratuitement dans Internet, au site Web de Statistique Canada : http://www.statcan.ca.

2. Données régionales diffusées plus tôt

Les données du recensement à l'échelon des régions géographiques plus petites ont été diffusées beaucoup plus tôt que dans les années antérieures. Le jour même de chaque diffusion, les données des profils étaient accessibles à l'échelon des collectivités (subdivisions et divisions de recensement) et, un mois plus tard, les données pour des régions aussi petites que les secteurs de recensement, les secteurs de dénombrement et les régions de tri d'acheminement étaient diffusées.

3. Totalisations du recensement accessibles selon le code postal

Comme partie intégrante des produits normalisés, les tableaux sommaires de base et les profils de secteurs ont été diffusés pour les régions de tri d'acheminement, qui correspondent aux trois premiers caractères du code postal. Les données selon le code postal complet peuvent être obtenues par l'intermédiaire d'une demande de produit personnalité, sous réserve des restrictions en matière de confidentialité.

4. Nouvelles données recueillies en 1996

Pour la première fois, des données sont diffusées sur les activités à la maison non rémunérées, le lieu de travail pour tous les échelons géographiques, le mode de transport utilisé pour se rendre au travail et les groupes de population.

5. Produits géographiques améliorés

On a non seulement amélioré la qualité de nombreuses cartes servant à la diffusion des données du recensement, mais aussi repris la production d'une série de cartes des circonscriptions électorales fédérales. Le produit GéoSuite (auparavant GéoRef), un outil électronique pour environnement Windows qui permet aux utilisateurs d'explorer les liens entre différents échelons géographiques, a également été amélioré par l'ajout de listes de référence des secteurs de dénombrement.

Bibliographie

Lachapelle, R. et D. Kerr (1999). *Évaluation démographique des études de couverture du recensement.* Statistique Canada, Division de la démographie, Ottawa.

Statistique Canada. Couverture. Rapports techniques du recensement de 1991; Série des produits de référence. Ottawa : Ministre de l'Industrie, des Sciences et de la Technologie, 1994. Numéro 92-341F au catalogue.

Tourigny, J., C. Clark et M. Provost (1998). *Évaluation des résultats préliminaires de mars 1998 des études de couverture du Recensement de 1996.* Statistique Canada, Division des méthodes d'enquêtes sociales, Ottawa.

Tourigny, J., M. Bureau et C. Clark (1998). *Estimation directe de la sous-couverture nette de 1991.* 24 septembre 1998, Statistique Canada, Division des méthodes d'enquêtes sociales, Ottawa.

Hamel, D. (1997). *Rapport des méthodes d'estimation de la population et du nombre de logements privés occupés dans les réserves indiennes partiellement dénombrées au recensement de 1996.* Statistique Canada, Division des méthodes d'enquêtes sociales, Ottawa.

Centres régionaux de consultation

Les centres régionaux de consultation de Statistique Canada sont situés un peu partout au pays et chacun possède une série complète des publications courantes et des documents de référence que les clients peuvent consulter sans frais ou acheter. On y trouve aussi des disquettes pour micro-ordinateurs, des CD-ROM, des cartes et d'autres produits et services, dont CANSIM.

Chaque centre de consultation vous offre une gamme de produits et services additionnels. D'une part, les Services de diffusion : service téléphonique gratuit de renseignements pour les données de base les plus récentes. D'autre part, les conseils : identification de vos besoins, détermination des sources ou de la disponibilité des données, consolidation et intégration de données provenant de diverses sources et élaboration de profils, analyse de faits saillants ou de tendances et, pour terminer, formation sur les produits, services et concepts de Statistique Canada ainsi que l'utilisation de données statistiques.

Pour en savoir davantage sur les services offerts dans les centres régionaux de consultation, il suffit de communiquer avec le centre de sa région, dont la liste se trouve ci-dessous. Les personnes qui habitent à l'extérieur de la zone de communication locale disposent d'un numéro sans frais.

Numéro sans frais pour les **demandes de renseignements** (Canada et États-Unis) : 1 800 263-1136
Appareils de télécommunications pour les **malentendants** : 1 800 363-7629
Numéro sans frais pour **commander seulement** (Canada et États-Unis) : 1 800 267-6677
Numéro sans frais de commande **par télécopieur** (Canada et États-Unis) : 1 800 287-4369

Liste des centres régionaux de consultation de Statistique Canada

Région de l'Atlantique
Dessert Terre-Neuve et le Labrador, la Nouvelle-Écosse, l'Île-du-Prince-Édouard et le Nouveau-Brunswick
Statistique Canada
Services-conseils
1741, rue Brunswick
2e étage, boîte 11
Halifax (Nouvelle-Écosse) B3J 3X8
Appels sans frais : 1 800 263-1136
Appels locaux : (902) 426-5331
Télécopieur : (902) 426-9538
Courrier électronique : atlantic.info@statcan.ca

Région du Québec
Dessert tout le Québec, sauf la région de la Capitale nationale, et le territoire du Nunavut
Statistique Canada
Services-conseils
200, boul. René-Lévesque Ouest
Complexe Guy-Favreau
4e étage, Tour Est
Montréal (Québec) H2Z 1X4
Appels sans frais : 1 800 263-1136
Appels locaux : (514) 283-5725
Télécopieur : (514) 283-9350
Courrier électronique : louise.bournot@statcan.ca

Région de la Capitale nationale
Dessert la région de la Capitale nationale
Statistique Canada
Centre de consultation statistique
Immeuble R.-H.-Coats, Rez-de-chaussée
Avenue Holland
Ottawa (Ontario) K1A 0T6
Appels sans frais : 1 800 263-1136
Appels locaux : (613) 951-8116
Télécopieur : (613) 951-0581
Courrier électronique : infostats@statcan.ca
Si vous demeurez à l'extérieur de la zone de communication locale, composez le numéro sans frais de votre région.

Région de l'Ontario
Dessert tout l'Ontario, sauf la région de la Capitale nationale
Statistique Canada
Services-conseils
Immeuble Arthur-Meighen, 10e étage
25, avenue St. Clair Est
Toronto (Ontario) M4T 1M4
Appels sans frais : 1 800 263-1136
Appels locaux : (416) 973-6586
Télécopieur : (416) 973-7475

Région des Prairies
Dessert le Manitoba, la Saskatchewan, l'Alberta et les Territoires du Nord-Ouest

Pour le Manitoba :
Statistique Canada
Services-conseils
Immeuble Via Rail, pièce 200
123, rue Main
Winnipeg (Manitoba) R3C 4V9
Appels sans frais : 1 800 263-1136
Appels locaux : (204) 983-4020
Télécopieur : (204) 983-7543
Courrier électronique : statswpg@solutions.net

Pour la Saskatchewan :
Statistique Canada
Services-conseils
Park Plaza, suite 440
2365, rue Albert
Regina (Saskatchewan) S4P 4K1
Appels sans frais : 1 800 263-1136
Appels locaux : (306) 780-5405
Télécopieur : (306) 780-5403
Courrier électronique : statcan@sk.sympatico.ca

Pour le nord de l'Alberta et les Territoires du Nord-Ouest :
Statistique Canada
Services-conseils
Park Square, 15e étage
10001, Bellamy Hill
Edmonton (Alberta) T5J 3B6
Appels sans frais : 1 800 263-1136
Appels locaux : (780) 495-3027
Télécopieur : (780) 495-5318
Courrier électronique : ewieall@statcan.ca

Pour le sud de l'Alberta :
Statistique Canada
Services-conseils
Discovery Place, pièce 201
3553, 31e rue N.-O.
Calgary (Alberta) T2L 2K7
Appels sans frais : 1 800 263-1136
Appels locaux : (403) 292-6717
Télécopieur : (403) 292-4958
Courrier électronique : degagnej@cadvision.com

Région du Pacifique
Dessert la Colombie-Britannique et le Territoire du Yukon
Statistique Canada
Services-conseils
Library Square Office Tower
600-300, rue Georgia Ouest
Vancouver (Colombie-Britannique) V6B 6C7
Appels sans frais : 1 800 263-1136
Appels locaux : (604) 666-3691
Télécopieur : (604) 666-4863
Courrier électronique : stcvan@statcan.ca